

**Л.П. Зенькова
М.М. Новиков**

**Кратко- и среднесрочные циклы:
теория формирования, методология статистического
моделирования и анализа на стадии образования
и использования доходов, прогнозирование кризисов**

**Минск
«ИВЦ Минфина»
2019**

Рекомендовано: Советом ВШУБ УО «Белорусский государственный экономический университет», протокол № 3 от 29.11.2018 г.

Рецензенты: В.Ф. Медведев, зав. сектором мировой экономики отдела мировой экономики и внешнеэкономических исследований Института экономики НАН, доктор экономических наук, профессор, член-корреспондент Национальной академии наук Республики Беларусь;

Б.В. Сорвиров, зав. кафедрой экономической теории и мировой экономики УО «Гомельский государственный университет им. Ф.Скорины», доктор экономических наук, профессор

Зенькова, Л. П.

3-56 Кратко- и среднесрочные циклы: теория формирования, методология статистического моделирования и анализа на стадии образования и использования доходов, прогнозирование кризисов / Л.П. Зенькова, М.М. Новиков. – Минск : ИВЦ Минфина, 2019. – 220 с.

ISBN 978-985-7205-86-8.

Настоящая монография представляет собой часть исследований по теории экономических циклов, их моделированию, прогнозированию кризисов, выявлению особенностей протекания экономических циклов в Беларуси, с учетом современных достижений в области статистики и эконометрики. В ней предложена методология диагностики циклических составляющих средне- и краткосрочной периодичности, открывающая возможности улучшения качества аналитической работы в области нелинейной динамики макроэкономических процессов.

Данная методология также может найти применение в инновационных проектах развития цифровой экономики макроуровня, полезна программистам, работающим над дальнейшим совершенствованием версий *ППП STATISTICA*.

Рекомендовано магистрантам, аспирантам и практическим работникам в сфере нелинейного прогнозирования макродинамики, экономических кризисов.

**УДК 311.1
ББК 60.6**

ISBN 978-985-7205-86-8

© Зенькова Л. П., Новиков М. М., 2019
© Оформление
УП «ИВЦ Минфина», 2019

СОДЕРЖАНИЕ

Введение	4
Глава 1. Категории статистики, динамики, конъюнктуры и циклических колебаний экономической динамики	6
1.1 Понятие экономической статистики, динамики и конъюнктуры.....	6
1.2. Статистические категории экономической конъюнктуры и циклической колеблемости экономической активности.....	8
Выводы по главе 1.....	13
Литература к главе 1.....	16
Глава 2. Экономические циклы: дискуссии о сущности, фазах, переломных точках, показателях кризиса и подъема.....	17
Выводы по главе 1.....	41
Литература к главе 2.....	42
Глава 3. Факторная циклическая декомпозиция динамики ВВП и его компонентов в сфере образования и использования доходов.....	48
3.1. Составляющие факторной декомпозиции годовых и квартальных показателей экономической динамики.....	48
3.1.1. Составляющие колебательной динамики годовых показателей.....	48
3.1.2. Составляющие циклической декомпозиции динамики квартальных показателей.....	63
3.2. Регрессионный анализ сезонной цикличности ВВП в зависимости от сезонных колебаний ВДС основных видов экономической деятельности.....	73
3.3. Статистический анализ взаимодействия сезонной цикличности ВВП и его компонентов на стадии использования доходов.....	86
3.4 Статистическая диагностика циклов среднесрочной и краткосрочной периодичности.....	92
3.5 Статистическое моделирование и анализ взаимодействия циклических составляющих ВВП и ВДС на стадии образования доходов.....	110
Выводы по главе 3.....	121
Литература к главе 3.....	125
Глава 4. Эконометрические методы моделирования и прогноза циклов кратко- и среднесрочной периодичности	127
Выводы по главе 4.....	146
Литература к главе 4.....	147
ПРИЛОЖЕНИЯ	148
Приложение А.....	148
Приложение Б.....	156
Приложение В.....	175
Приложение Г.....	184
Приложение Д.....	213

Введение

Научные исследования, представленные в монографии, являются логическим продолжением диссертационных исследований соавторов на соискание ученой степени докторов экономических наук (М.М. Новиков, защ. 2002 г. на тему «Макроэкономические закономерности циклообразования, стабилизации и равновесного развития рыночных процессов (методология статистического моделирования и анализа)»; Л.П. Зенькова, защ. 2017 на тему «Кратко- и среднесрочные экономические циклы в трансформационной экономике: теория и методология»).

Актуальность проблемы экономических циклов, и особенно их разрушительной фазы – кризиса – не вызывает сомнений. Мировой финансовый кризис 2007–2011 гг. в одночасье разрушил пьедестал ученых-«победителей кризисов» как неокейнсианского, так и монетаристского теоретического подходов, опроверг миф устойчивости к внешним шокам национальной экономики Беларуси рецессией в 2009 году. Кризис в экономике Российской Федерации 2014 г. и в Республике Беларусь 2015–2016 гг., как наиболее зависимой от российского потребительского рынка, доказал не только интернациональный трансмиссионный механизм циклических явлений, но и подтвердил строгую периодичность так называемых деловых циклов (6-8 лет).

Для национальной экономики Республики Беларусь, все более углубляющей свою специализацию на мировом рынке в области АПК, строительных услуг, важную роль в циклообразовании играют сезонные факторы. В связи с этим изучение характера и степени влияния сезонности на протекание кратко- и среднесрочных циклов в макродинамике становится ключевой проблемой моделирования и прогнозирования кризисных фаз экономических циклов.

Абсолютное большинство исследований отечественных и зарубежных ученых сконцентрировано на деловых циклах (разновидности циклов среднесрочной периодичности продолжительностью 6-8 лет). Такой избирательности научного интереса имеется объективное объяснение: за годы совершенствования государственного регулирующего инструментария рыночной экономической системы накопился огромный опыт по успешному применению антикризисных пакетов в развитых странах. В связи с этим проблема сглаживания сезонных проявлений, малых, краткосрочных циклических колебаний потеряла свою остроту.

Однако для экономик постсоциалистических стран как раз ярко выраженные сезонные, краткосрочные циклы и приносят наибольшую лепту в нестабильность экономического роста, а при взаимодействии друг с другом или со среднесрочным экономическим циклом могут стать решающим фактором в запуске механизма «валютного дефолта», банковского кризиса.

Исследования указанной проблемы осложняют:

1) неоднозначность трактовки категориального аппарата экономических циклов («цикл», «фаза», «поворотная точка (зона)»;

2) различные подходы к показателям датировки (идентификации) фаз цикла;

3) отсутствие единого подхода к отбору надежных лидирующих (опережающих) индикаторов кризиса;

4) недостаточное изучение возможностей современных пакетов прикладных программ (ППП) для моделирования циклов различной периодичности и их взаимодействия, а также прогнозирования фазы кризиса.

Статистический материал, положенный в основу приведенных статистических и эконометрических разработок в данной монографии, основан на базе данных наименьшей степени дискретности (ежемесячных и квартальных), так как авторы придерживаются методологических позиций множественности циклов разной периодичности и их взаимного наложения, что не могут отразить статистические базы высокой степени дискретности.

Материал монографии выполнен соавторами в следующих объемах: Новиков М.М. – главы 1, 3, приложения; Зенькова Л.П. – главы 2, 4, введение. Авторы благодарят сотрудников Национального статистического комитета Республики Беларусь, внесших посильный вклад в формирование объективной и репрезентативной статистической основы для исследований циклов: Управление национальных счетов, Управление финансов, Управление индексов промышленного производства, Управление статистики инвестиций и строительства, Управление цен и лично зам. Председателя комитета Кангро И.С.

Материал, отраженный в данной работе, неоднократно применялся в практике нелинейного прогнозирования динамики ВВП Министерством экономики. Авторы считают важным свой вклад в развитие науки в виде упреждающего периода своих прогнозных результатов наступления фазы кризиса и его предположительной глубины в 2009 и 2015–2016 гг. (за один год до наступления события), что давало возможность государству вовремя предпринять антикризисные меры.

1 Категории статистики, динамики, конъюнктуры и циклических колебаний экономической активности

1.1 Понятие экономической статистики, динамики и конъюнктуры

Термин «конъюнктура» является достаточно популярным. При всем этом, несмотря на частое его употребление, понятие, которое вкладывается в его содержание, все еще однозначно не определено. В «Толковом словаре экономиста, коммерсанта, банкира, менеджера, маклера, страховщика, аудитора, бухгалтера» конъюнктура определяется как «совокупность экономических условий, характеризующих соотношение между спросом и предложением, уровень рыночных цен, их динамику, а также тенденции развития рынка» [1, с. 208].

В конъюнктурных обзорах термин «конъюнктура» подается как оценка «состояния товарного рынка, хозяйства страны в целом или отдельных его отраслей на основе текущих статистических данных» [2, – с. 210].

Термин «конъюнктура» впервые введен в литературный оборот немецким ученым Ф. Лассалем. В понимании Ф. Лассала понятие конъюнктура (Konjunktur) трактовалась как сочетание совокупности существующих неизвестных общественных обстоятельств, окружающих человека меркантильного мира [3, с. 31–32].

Существенный вклад в развитие теории конъюнктуры внес российский ученый Н.Д. Кондратьев. Н.Д. Кондратьев аргументировано показал существование диалектической взаимосвязи между понятиями статистики, динамики и конъюнктуры [3, с. 48–75]. Вслед за Н.Д. Кондратьевым в современной научной литературе уже стало бесспорным фактом, что понятие конъюнктура является видовым понятием по отношению к более общему, родовому понятию экономической динамики. В свете этой их взаимосвязи понятие конъюнктуры не может быть определено без определения понятия экономической динамики. Но в свою очередь, к определению динамики невозможно подступиться, не определив понятие статистики. Тем самым понятия статистики, динамики и конъюнктуры следует рассматривать в тесной взаимосвязи.

Социально-экономическая действительность, данная нам в ощущениях, изменчива, т.е. динамична и в то же время многообразна и сложна. Для ее модельного отображения исследователь упрощает ее, отвлекаясь от ее изменчивости, и в своей модели в познавательных целях условно облекает ее в статичную оболочку или форму. С целью познания экономической динамики как сложного процесса простейшие элементы, будучи аналитически познанными, затем подвергаются научному синтезу.

Для познания экономической динамики как сложного процесса в экономической науке разрабатываются и используются в практической деятельности статическая и динамическая теории.

Под статической теорией понимается теория, которая рассматривает зафиксированную во времени сущность экономических явлений, отвлекаясь от их временной изменчивости. В динамической теории принято рассматривать экономические явления в их непрерывной изменчивости, то есть в динамике.

В настоящее время эти категории стали общеупотребительными. Но, тем не менее, из их содержания вытекают очень большой важности выводы, сохранившие свою актуальность в настоящее время, так как разработка динамической теории не завершена и по сегодняшний день.

Во-первых, “для статической точки зрения на экономическую действительность особенно характерной является концепция равновесия взаимно связанных между собой элементов этой действительности”. Во – вторых, для динамической теории “наиболее характерной будет концепция изменений экономических элементов во времени” [3, с. 49].

Переходя от определений к практической действительности, следует отметить, что система национальных счетов базируется на статической теории. Поэтому в каждом ее текущем счете ресурсы в обязательном порядке уравниваются их использованием, а по группе счетов накопления – активы или изменения в активах уравниваются пассивами или изменениями в пассивах. В динамике, ввиду существования лаговых эффектов, доходы предшествующих периодов не так-то просто уравновесить с расходами последующего или последующих периодов, так как источниками расходов отчетного периода в значительной мере могут выступать доходы предшествующих периодов, а также текущие заимствования. Вот тут-то и открывается широкое поле для формирования и проявления конъюнктурных колебаний. Динамическую систему национальных счетов как информационную статистическую систему рыночной экономики еще предстоит создать. Статическую и динамическую теории, тем не менее, не следует противопоставлять между собой, так как статика является временным моментом траекторий экономической динамики.

Динамический процесс может быть смоделирован как изменение уровня экономического явления от одного момента времени к другому и последующим моментам общего временного периода, к которому относится исследуемое явление.

Статическое состояние и стационарное хозяйство – не равнозначные понятия. Статическое социально-экономическое явление относится к его характеристике в состоянии покоя, в то время как стационарное хозяйство может подвергаться изменениям в пространстве, а также во времени с равной амплитудой колебательного процесса. Устранение тренда из динамического процесса с одинаковой амплитудой колеблемости приводит к стационарному процессу.

Элементы экономической системы подвержены количественным и качественным изменениям. Так, например, изменения в уровне цен, изменения величины доходов и расходов, уровня безработицы и занятости и др. следует отнести к количественным изменениям. Существенные изменения в организации и технологии производства товаров и услуг, произошедшие на инновационной основе, выразившиеся в повышении спроса следует классифицировать как качественные изменения. Количественные и качественные изменения в составе динамических процессов имеют отношение к рыночной конъюнктуре.

Целесообразно проводить разграничение динамических процессов на эволюционные и волнообразные. Эволюционные процессы являются необратимыми. Они изменяются плавно, без резких не объяснимых внешних воздействий и протекают в одном и том же направлении. К волнообразным (обратимым) процессам относятся динамические процессы, которые меняют направление своего развития таким образом, что оно может привести к исходному состоянию, относящемуся к новому моменту времени. Обратимость динамических процессов может осуществляться на регулярной и иррегулярной основе.

1.2. Статистические категории экономической конъюнктуры и циклической колеблемости экономической активности

В разделе 1.1 рассмотрены категории статики и динамики, имеющие отношение к пониманию и определению экономической конъюнктуры. Статическая точка зрения рассматривает элементы экономической действительности вне поля их изменения во времени, то есть в стабильном состоянии их экономического равновесия. В силу этого они никак не связаны с экономической конъюнктурой.

Количественные и качественные изменения элементов рыночной экономической системы, порождаемые обратимыми динамическими процессами регулярного и иррегулярного свойства, формируют среду изменяющихся обстоятельств осуществления экономической деятельности. Изменения обстоятельств и условий осуществления общественного производства служат отправной точкой для понимания и определения категорий конъюнктуры.

Заслуживает внимания определение конъюнктуры как экономической категории в формулировке Н. Д. Кондратьева. Н. Д. Кондратьев дает общее определение экономической конъюнктуры, затем из него выводит категории специальной конъюнктуры. В его определении под общей экономической конъюнктурой каждого данного момента следует понимать *«направление и степень изменения совокупности элементов народнохозяйственной жизни по сравнению с предшествующим моментом»* [3, с. 70]. В рамках общего

определения можно речь вести о повышательном, благоприятном или понижительном или неблагоприятном стечении обстоятельств по совокупности элементов (показателей) экономической системы в каждый последующий момент или период по сравнению с некоторым исходным моментом (периодом), принятым за базу сравнения. Совокупность этих изменений за более или менее продолжительный отрезок времени будет характеризовать кривую, а по системе элементов – систему кривых движения экономической конъюнктуры.

Общее понятие экономической конъюнктуры дополняется ее видовыми понятиями – простой и дифференциальной конъюнктурой. Простая и дифференциальная конъюнктура являются категориями специальной конъюнктуры. Категория простой специальной конъюнктуры предназначена для характеристики направления и степени изменения совокупности составных элементов исключительно одной части, например, сектора или отрасли экономики в последующие моменты (периоды) по сравнению с предыдущими. Так, в рамках простой специальной конъюнктуры мы можем говорить об индексах объема производства и реализации продукции, динамике уровня рентабельности и численности занятых работников, изменении товарных запасов и удельного веса убыточных предприятий, снижении или повышении затрат на тысячу рублей продукции в топливной промышленности, в черной металлургии, в химической и нефтехимических отраслях промышленности, равно как и по промышленности в целом. Эти показатели разрабатываются официальной статистикой и приводятся в литературных источниках [6, с. 28, 29, 32, 293, 331, 341–345, 381, 505, 520]. Количественная иллюстрация простой специальной конъюнктуры в формулировке Н.Д. Кондратьева показана в таблице 1.1 [3, с. 69].

Таблица 1.1 – Простая специальная конъюнктура

Элементы	1-й момент (период)	2-й момент (период)	Отношение
1. Количественно выраженные признаки:			
-средний уровень цен	80	90	112,5
-учетная ставка, %	4	5	125
-торговый оборот	900	1000	111
-прирост производства чугуна	100	114	114
-прирост производства хлопчатобумажных тканей	50	60	120
-уровень безработицы	5	6	120
2. Качественно выраженные признаки	Вялое, спокойное	Оживленное	Улучшение

Разумеется, в абсолютном большинстве случаев эти показатели динамики по отдельным отраслям, равно как и по промышленности в целом, будут не совпадать. Это дает основание для дополнения простой специальной конъюнктуры категорией дифференциальной конъюнктуры.

Дифференциальная конъюнктура в определении Н. Д. Кондратьева есть простая конъюнктура данной отрасли, взятая «в отношении или по сравнению с конъюнктурой других отраслей, с которыми в данном случае возможно и целесообразно сопоставление» [3, с. 72]. Пример дифференциальной конъюнктуры по Кондратьеву приводится в таблице 1.2

Таблица 1.2 – Дифференциальная специальная конъюнктура

Показатели	Простая конъюнктура угольной промышленности, %	Простая конъюнктура металлургической промышленности, %	Дифференциальная конъюнктура угольной промышленности (стр.1/стр.2)
А	1	2	3
Цены	120	126,3	95
Продукция	110	122,2	90
Торговый оборот	115	117,3	98
Уровень безработицы	116	119,6	97

Источник: [3, с.72]

При всей значимости вклада Н.Д. Кондратьева в развитие теории конъюнктуры категории специальной конъюнктуры в его определении не получили всеобщего признания. Прежде всего, это относится к категории простой специальной конъюнктуры. Будучи выраженной соотношением уровней экономических показателей за два периода или момента времени простая специальная конъюнктура в определении Н.Д. Кондратьева тем самым отождествляется с исчислением обычного темпа роста. Показатели динамики, представленные темпами роста, могут разрабатываться не только по обратимым динамическим процессам, но и по любым другим явлениям, включая явления статичного характера. В этом контексте категории динамических процессов не находятся в адекватном соответствии с содержанием простой специальной конъюнктуры Н.Д. Кондратьева.

Взаимодействие обратимых (регулярных и иррегулярных) динамических процессов и экономической конъюнктуры является

непреложным фактом. В контексте этого их взаимодействия экономическая конъюнктура определяется как *колебательное движение во времени совокупности элементов рыночной системы экономики в сравнительной характеристике с их равновесным состоянием*. Равновесие характеризуется сбалансированностью спроса и предложения на рынках товаров, услуг, рабочей силы и капиталов. Отклонение от равновесного состояния порождает диспропорции между спросом и предложением на рынках товаров, услуг и факторов производства. Вследствие этого экономическая система приходит в колебательное движение. Отличительным признаком вышеприведенного определения экономической конъюнктуры является равновесное состояние как исходная база сравнения, в то время как по Кондратьеву характеристика развития динамического процесса дается по сравнению с предшествующим моментом. Однозначно установлено, что причинной определенностью колебательных процессов в динамике является разбалансированность совокупного спроса и предложения. Последнее как раз и выражается отклонениями наблюдаемых уровней совокупности элементов рыночной системы экономики от их равновесного состояния.

Вышеприведенное понимание экономической конъюнктуры созвучно с пониманием экономической конъюнктуры профессором Л.М. Петровской. В книге Л. М. Петровской со ссылкой на западногерманского автора (W. Fuhrman) обобщается 16 основных типов макроэкономических теорий экономической конъюнктуры. Они формируются на пересечении 4-х видов товарных признаков (элементов экономической системы) и 4-х разновидностей экономических субъектов. К товарным признакам при этом отнесены: 1) вещественные товары; 2) вещественные товары плюс труд; 3) вещественные товары плюс монетарные факторы; 4) вещественные товары плюс труд плюс монетарные факторы. Экономические субъекты классифицированы на: а) частные хозяйства и предприниматели; б) частные хозяйства плюс государство; в) частные хозяйства плюс заграничные филиалы; г) частные хозяйства плюс государство плюс заграничные филиалы. Система современных типов макроэкономических теорий конъюнктуры, заимствованная у Л.М. Петровской, представлена в таблице 1.3.

Л. М. Петровская дает следующее определение конъюнктуры. *"Конъюнктура представляет собой колебания экономической активности различных групп экономических субъектов, что выражается в неравенстве составных величин совокупного спроса и совокупного предложения, характеризующих макроэкономическое неравновесие"*[4, с. 19]. Созвучность данного определения экономической конъюнктуры с ранее приведенным обнаруживается в том, что в каждом из них присутствуют: 1) колебательные

Таблица 1.3 – Современные типы макроэкономических теорий конъюнктуры

Элементы экономической системы	Субъекты экономической деятельности			
	Частные хозяйства и организации	Частные хозяйства + гос-учреждения	Частные хозяйства + заграничные филиалы	Частные хозяйства + гос-учреждения + заграничные филиалы
Вещественные товары	I	II	III	IV
Вещественные товары + труд	V	VI	VII	VIII
Вещественные товары + монетарные факторы	IX	X	XI	XII
Вещественные товары + труд + монетарные факторы	XIII	XIV	XV	XVI

Источник: [4, с. 24]

процессы; 2) неравновесие спроса и предложения. Вместе с тем следует обратить внимание на то, что в определении Л.М. Петровской опущен временной фактор колебательных процессов. Что касается сравнительной характеристики динамического процесса в сопоставлении с его равновесным состоянием, то в определении Л.М. Петровской она выражена макроэкономическим неравновесием, которое и следует воспринимать как отклонения от равновесного состояния. По остальным элементам оба определения совпадают.

Теории экономической конъюнктуры и цикла взаимосвязаны, хотя и не отождествляются между собой.

«Экономический цикл, – пишет немецкий ученый–статистик профессор П. Фон дер Липпе,– является наиболее подходящей моделью общего экономического процесса в любой экономике, основанной на принципах разделения труда, независимо от того, идет ли речь о рыночной системе или экономике с централизованным планированием» [5, с. 134].

Принимая определение П. Фон дер Липпе в качестве исходного, становится возможным дать определение цикла в категориях системы национальных счетов. Экономический цикл – кругооборот движения доходов между субъектами хозяйствования (секторами) рыночной

экономики, охватывающий стадии производства и образования доходов, процессы их распределения и перераспределения, функцию накопления и стадию конечного потребления товаров и услуг. Макроэкономическая модель кругооборота доходов положена в основу формирования системы национальных счетов (СНС). СНС – статическая информационная система рыночной экономики. Поэтому из определения экономического цикла в категориях национальных счетов непосредственно не вытекает обязательное присутствие периодических колебаний.

Движение во времени доходов в макроэкономической системе может протекать равномерно. В этом случае будет иметь место равномерный рост дохода, а экономика развиваться по закону устойчивого экономического роста. Неравномерное движение (ускоренный, переходящий в замедленный рост, ускоренное уменьшение, замедленное падение доходов) – сущностное выражение конъюнктурной колеблемости как категории динамического процесса.

По убеждению Л. М. Петровской “цикл характеризует лишь одну из тенденций развития экономики, в то время как колебания конъюнктуры вызываются долго-, средне- и краткосрочными факторами, в том числе изменением различных составляющих валового общественного продукта (с 1995 г. в Республике Беларусь не исчисляется – *М. Н.*), динамикой цен, конкуренцией, загруженностью производственных мощностей в каждой отдельной фазе и в определенный временной период” [4, с. 6]. И далее следует ее заключение, что “теория конъюнктуры позволяет более детально анализировать волнообразное движение экономики” [4, с. 6].

В учебнике по рыночной экономике дается характеристика циклов как взлеты и падение рыночной конъюнктуры, которые проявляются в различных формах несоответствия спроса и предложения. При этом деловой цикл определяется как “развитие экономики, складывающееся также из волн подъемов и спадов экономической конъюнктуры” [7, с. 155]. По этим двум определениям трудно провести какое-либо разграничение категорий экономического цикла и экономической конъюнктуры. Скорее всего, в них (определениях) конъюнктура выступает в качестве неких базовых характеристик, определяющих поведение экономического цикла.

Выводы по главе 1

1. Конъюнктура – колебательное движение во времени совокупности элементов рыночной системы экономики в сравнительной характеристике с их равновесным состоянием, детерминированное всем многообразием

колебательных процессов как обратимого, регулярного, так и иррегулярного динамического свойства.

2. Циклические колебания формируются и проявляются как разновидность конъюнктурных колебаний. Циклические колебания – один из типов конъюнктурных колебаний, которые порождаются исключительно обратимыми динамическими процессами регулярного свойства. Исходя из этого, приводим авторское определение экономического цикла как ***регулярное волнообразное колебательное движение во времени совокупности элементов рыночной системы экономики в сравнительной характеристике с их равновесным состоянием*** [8].

3. Циклическая динамика порождается обратимыми динамическими процессами регулярного свойства, для ее описания применяются специальные функции и методы спецификации, например, функция Фурье, спектральный анализ, методы скользящих средних, кусочно-линейных и криволинейных функций, методы фиктивных переменных и др.

4. Динамические колебательные процессы изучаются по данным временных рядов. Формально логическая схема изучения колеблемости дохода $X(t)$ в макроэкономической системе, где t – признак времени, относящийся к временному периоду в годах, может быть представлена следующим образом. На первом этапе моделирования динамического процесса осуществляется разработка спросовой модели авторегрессии движения дохода, в которой отчетный объем дохода $X(t)$ ставится в зависимость его объема в предыдущем $X(t-1)$ и предпредыдущем $X(t-2)$ периодах с оценкой значений коэффициентов b и c при лаговых переменных первого и второго порядка соответственно. При этом коэффициент b содержательно интерпретируется как параметр потребительского спроса. Значение коэффициента c приобретает смысловое содержание изменения инвестиционного спроса [9, с. 165-170]. В соответствии с содержанием оцениваемых параметров коэффициент b получил название «мультипликатор», а коэффициент c – «акселератор» динамического процесса.

5. При условии, что $X_e(t)$ – равновесный доход, величина отклонений наблюдаемых значений дохода от его равновесной оценки выразится разностью $X(t) - X_e(t) = \Delta X_e(t)$. Аналитически доказано, что глубина отклонений наблюдаемых значений дохода от его равновесной оценки, т.е. $\Delta X_e(t)$, определяется параметрами b , c , а также собственным значением λ характеристического уравнения авторегрессии движения дохода во времени. При известных значениях мультипликатора b и акселератора c далее осуществляется поиск собственного значения λ модели авторегрессии, характеризующего закономерность поведения отклонений наблюдаемых

уровней движения дохода от его равновесного значения. Поиск собственного значения λ осуществляется путем разработки и последующей оценки корней полинома второго порядка $\lambda^2 + (b + c)\lambda + c = 0$. Полученные значения корней собственного значения λ позволяют классифицировать периоды циклических колебаний, а также осуществить зонирование траекторий движения дохода $X(t)$ в системе координат множества значений мультипликатора и акселератора.

6. Циклические процессы классифицируются по критериям периодичности. Выделяются долговременные циклические процессы, процессы среднесрочной, краткосрочной и сезонной периодичности. Периодичность циклических процессов измеряется циклическими составляющими соответствующей продолжительности. Поиск составляющих долговременной и среднесрочной периодичности осуществляется с привлечением исходных данных длительных временных рядов экономических показателей годовой периодичности. На коротких отрезках временных интервалов составляющие среднесрочной и краткосрочной периодичности могут быть оценены с привлечением данных квартальной периодичности. Составляющие сезонной циклическости моделируются и оцениваются исключительно по данным временных рядов квартальной и месячной периодичности.

Владение информацией об оценках рыночного равновесия и глубине отклонений от него является важным условием рыночного регулирования с целевой функцией достижения сбалансированности совокупного спроса и предложения. В процессе рыночного регулирования конъюнктурные колебания погашаются.

Литература к главе 1

1. Толковый словарь экономиста, коммерсанта, банкира, менеджера, маклера, страховщика, аудитора, бухгалтера/Сост. Т.М. Мезенцева и др. – Белорусская ассоциация бухгалтеров. –Минск, 1997. – 476 с.
2. Статистический словарь, издание второе, переработанное и дополненное. Гл. ред. М.А. Королев. –Москва, финансы и статистика, 1989. – 623 с.
3. Кондратьев, Н.Д. Проблемы экономической динамики/Н.Д. Кондратьев. –М.: Экономика, 1989. – 526 с.
4. Петровская, Л.М. Конъюнктура. Теоретический и практический аспекты / Л.М. Петровская. -Мн.: Армита-Маркетинг, менеджмент. 1998. – 119 с.
- 5.Липпе, Петер фон дер. Экономическая статистика. Статистические очерки. т.1 / Петер фон дер Липпе. – Густав Фишер Ферлаг: Штудтгарт, Йена, 1995, (рус.) –629 с.
- 6.Статистический ежегодник Республики Беларусь: стат. сб./ Национальный статистический комитет Респ. Беларусь. –Минск: [б.и.], 2017.– 506 с.
7. Максимова, В.Ф. Рыночная экономика. часть 2. / В.Ф. Максимова, А.Л. Шишов. – М.: Соминтек, 1992. – 256 с
8. Новиков, М.М. Статистическое моделирование и анализ процессов равновесного усиления экономической динамики в глобальной системе экспортно-импортных связей / М.М. Новиков. – Минск: БГАТУ, 2018. – 136 с.
9. Качественные индикаторы развития Беларуси: методология оценки и анализа / Н.В. Агабекова, Л.И. Карпенко, Л.А. Сошникова [и др.]; под общ. ред. Н.В. Агабековой. – Минск : БГАТУ, 2017. – 288 с.

Глава 2. Экономический цикл: дискуссии о сущности, фазах, переломных точках, показателях кризиса и подъема

В экономической литературе встречаются понятия «экономический цикл» «бизнес-цикл» (деловой цикл), «циклическое колебание», «цикл роста», «длинная волна», «К-волна», «волны Кузнецца», «строительные циклы», «циклы Жугляра (Жуглара)», «циклы Китчина», «циклы Мура», «волны Лабруса» и т.д. Разобраться в этих понятиях достаточно сложно. На сегодняшний день насчитывается более 200 видов циклов. Общеизвестно, что циклические колебания присущи рыночной экономике как в чисто экономических, так и в социальных сферах. При этом волны циклов разных сфер жизнедеятельности человека взаимосвязаны и взаимообусловлены.

Ряд международных и национальных организаций работают над проблемой упреждения фазы спада (кризиса) экономического цикла. Начало этой работе положило создание в 1927 году Л. фон Мизесом и Ф. фон Хайеком в Вене Австрийского института исследования экономического цикла, затем экономистом Э.Дьюи в 40-м гг. XX в. в Питсбурге – ФИЦП (Фонд исследования циклических процессов) с учреждением журнала «Cycles».

В сер. XX в. США создано Национальное бюро экономических исследований (НБЭИ), Центр социальных исследований при Мичиганском университете, а в начале XXI в. – Комитет по датировке фаз цикла. Аналогичные исследования циклов с попытками их прогнозирования и упреждения кризисных ситуаций проводятся во Франции (Национальный институт статистики и экономических исследований), в Германии (Мюнхенский институт экономических исследований, Международном институте прикладного системного анализа (ИИАСА)).

В отечественной литературе подавляющее число работ относится к исследованиям длинных волн. Так, отдельные аспекты долгосрочных экономических циклов в национальной экономике Республики Беларусь исследовали следующие экономисты:

- циклы в экономике советского периода – И.М. Абрамов,
- инновационные циклы и их роль в длинноволновых колебаниях – А.В. Марков,
- длинные циклические волны Л.Н. Давыденко;
- технологические уклады и их влияние на циклы — А.А. Быков;
- мировые кризисы и их последствия для малых стран – Ю.И. Енин, М.Ю. Чепиков;
- методологические подходы к нелинейному прогнозированию и моделированию макродинамики переходной экономики – Я.М. Александрович, С.Ф. Миксюк, П.Г. Никитенко.

Конкретным формам проявления среднесрочных циклов посвящены работы ряда белорусских экономистов:

- деловые циклы и рынок труда – А.В. Бондаря,

-методологии статистического моделирования и анализа деловых циклов – М.М. Новикова,

-проявлению среднесрочных циклов в финансовой сфере – К.В. Рудого. Выявление особенностей краткосрочных циклов, их взаимодействия со среднесрочными циклами вообще не затрагивалось в исследованиях.

Согласно толковому словарю русского языка «цикл» от греч. κύκλος – круг, окружность) – это «совокупность процессов, работ, операций, образующих законченную круговую последовательность» [1, с. 645]

Отсюда, во-первых, цикл обладает такими родовыми чертами, как *регулярность, повторяемость*. Во-вторых, в отличие от циклического колебания экономический цикл обладает четкостью, выраженностью и достаточной продолжительностью фаз: кризиса (спада), депрессии (застоя), оживления и подъема (бума). В этом отношении циклические колебания не есть еще сам цикл, однако их совокупность, особенно взаимное наложение способно сформировать выраженные фазы экономического цикла. Обычно по методике НЮЭИ спад считается наступившим тогда, когда наблюдается свертывание объемов национального производства (ВВП) на протяжении не менее трех кварталов.

Экономический цикл (Economic Cycle) часто называется в литературе бизнес-циклом (*Business Cycle*), однако это не совсем так. На основе обобщения материала многочисленных исследований ученых-«циклистов» можно классифицировать экономические циклы по критерию продолжительности, так что бизнес-цикл является лишь разновидностью среднесрочного экономического цикла:

- 1) сверхкороткие, сезонные (от 1 – 2 кварталов до 1,5 – 2 лет);
- 2) краткосрочные или волны Китчина (3 – 4 – 5 лет или 40 – 59 месяцев);
- 3) среднесрочные, включающие циклы Жугляра, или деловые циклы (6 – 8 лет), циклы Лабруса (10 – 12 лет); циклы Чижевского (11 лет); циклы Мура (16 – 24 года); строительные циклы или волны Кузнеця (18 – 20 – 25 лет);
- 4) длинные волны, включая К-волны или волны Кондратьева – (45 – 65 лет), циклы Броделя (100–150 лет), волны Джозеля (300 лет), Снукса (400 лет), волны Тоффлера, циклы Тойнби и др.

Основу классификации на *короткие, средние и длинные* заложил Э. Хансен, также как и авторы данной монографии, пошедший по пути признания наличия множества циклов и их взаимодействия. Он выделил *большие, вековые, строительные и малые волны* циклов. Имеются предложения отдельных экономистов выделять сверхкороткие [2] и сверхдлинные волны. Исследования типов циклов продолжаются, перечень причин и типов циклов пополняется каждое десятилетие. Наиболее полно классификация циклов приведена у Г. Хаберлера [3]. В истории науки зафиксированы также авторские уточненные классификации, в частности российских и белорусских ученых И.М. Абрамова [4, с. 7–8], Л.В. Дементьевой [5, с. 10–13], А.В. Кудряева [6], А.С. Селищева [7, с. 374–378, 388], Э. Хансена [8], А.Г. Худокормова [9, с. 134–137].

Многообразие классификаций экономических циклов вызвано как разными сферами их проявления самих циклов, так и разными методологическими подходами к объяснению нелинейной макродинамики, а также бурным развитием относительно новых направлений в экономической науке (институционализма, неинституционализма, поведенческой экономики, «зеленой» экономики, школы рациональных ожиданий). В любом случае в основу классификации экономических циклов учеными ложатся следующие критерии:

- длина, то есть продолжительность циклической волны во времени (сверхкороткие, короткие, среднесрочные, длинные, сверхдлинные);

- сферы проявления (производство, социальная, политическая сферы, экология);

- сферы, отрасли и подсистемы зарождения;

- характер факторов циклообразования (периодически действующие факторы, случайные, шоковые);

- характер смены фаз цикла (стохастический и детерминистский);

- методологические подходы к исследованию (неокейнсский, неоклассический, идеи неоклассического синтеза, институциональный подход);

- количество выделяемых факторов или причин циклообразования (монистический и плюралистический подходы).

В отношении количества фаз цикла до сих пор также нет единого подхода, мнения ученых разделяются: 1. *две фазы – подъем (повышательная волна) и спад (рецессия, понижательная волна)* (Н.Д. Кондратьев); 2 *4 фазы* (К. Маркс, Э. Хансен), 3. *шесть фаз* (М. Принг); 4. *девять* (У. Митчелл).

Очевидно одно: каждая фаза цикла должна обладать способностью к воспроизведению последующей. Тогда цикл приобретает непрерывность, внутренний механизм к самовоспроизведению и потому является регулярным, а не случайным явлением. Даже представление механизма формирования циклов под действием *случайных* величин не отвергает методологический подход к циклу как таковому в качестве синергетического явления. Нами неоднократно указывалось, что математически еще в сер. XX в. было доказано: совокупное воздействие случайных величин на макродинамику представляет собой циклоиду (Е. Слуцкий) [10]. Это значит, регулярно наблюдаются подъемы и спады, причем не обязательно с одинаковой частотой, так как множество факторов способно деформировать протекание циклических фаз.

Разные точки зрения на количество фаз (две, четыре, шесть или девять) объективно обусловлены. Длинные волны перемежаются среднесрочными и краткосрочными спадами, поэтому идентифицировать иные фазы, кроме подъема (повышательной волны) и спада (понижательной волны) затруднительно.

Шесть фаз экономического цикла выделяются в связи с рынком ценных бумаг, а именно, с разными тенденциями акции, облигаций на

фондовом рынке. Первыми о начале подъема или спада сигнализируют курсы акций, затем – облигаций, и лишь потом – цены на товары. Применить такой подход ко всем рынкам в экономике не представляется возможным, особенно к экономике трансформирующегося типа, где рынок ценных бумаг находится в стадии становления.

Идея выделения девяти фаз экономического цикла была актуальна до второй мировой войны, пока ученые и правительства не приобрели достаточно опыта в антициклической политике. Автор У. Митчелл исследовал деловые (среднесрочные) циклы 1870–1930-х гг.

В связи с вышеизложенным остается наиболее распространенной точкой зрения вычленение четырех фаз цикла.

Имеются разные подходы среди ученых на выделение переломных точек экономического цикла: либо это точки прохождения макродинамикой средневзвешенного тренда, либо это точки так называемого перегиба в макродинамике, когда одна генеральная тенденция сменяется на противоположную. Второй подход преобладает, но тогда возникает вопрос: «А каким образом определять саму тенденцию макродинамики?»

Здесь следует выделить несколько вариантов:

- по характеру отклонения от тренда вниз или вверх (в этом случае необходимо определить уравнение тренда, а лучше – удалить тренд из временного ряда макропоказателя); в этом случае абсолютные значения реального макропоказателя укажут на его сокращение или расширение;

- по относительным значениям, например, по процентам прироста (сокращения) ВВП по сравнению с предыдущим годом; однако и в этом случае имеются варианты определения фазы спада из-за эффективной антикризисной политики, нарабатанной десятилетиями развитыми странами (или ориентация на непосредственно отрицательные темпы прироста, или на *снижение* темпов прироста по сравнению со сложившимися в предыдущие годы).

Разница в подходах отражается на разных периодах вычленения фаз спадов и подъемов (рисунок 1 а, б, в). На рисунке 1 видно, что принятие во внимание абсолютных изменений реального ВВП выделяет фазу спадов еще и в 1996, а не только в 1995 г, как принято считать официально; в 4 кв. 2008 г, а не в начале 2009 г., как принято считать; с 3 кв. 2014 по 3 кв. 2017 г, хотя официально признается кризисная фаза 2015–2016 гг.

Абсолютное доминирование второго подхода к переломным точкам («Turnings Points») цикла предполагает четкое выделение вершины, пика (Peaks) и низины (Troughs). В этом случае после прохождения нижней точки в стадии депрессии отмечается оживление (Revival), постепенно экономика достигает предкризисного уровня, после которого наступает четвертая фаза – фаза подъема.

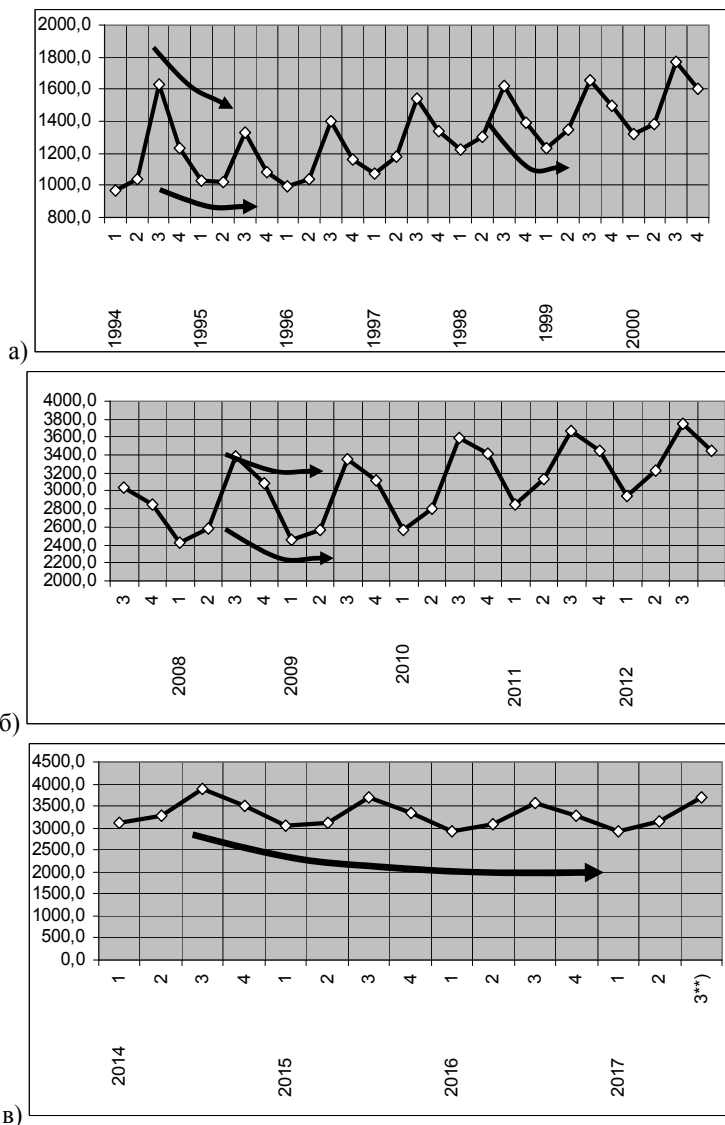


Рисунок 1 – Абсолютные значения реального ВВП Беларуси в периоды 1994 – 2000 гг., 2008–2012 гг, 2014–2017 гг. (1 кв. 2000=100)

Примечание – Построено по данным дефлятора Управления национальных счетов Национального статистического комитета Республики Беларусь

Однако, по мнению автора, употребление понятия «точка» здесь вообще не уместно, так как смена конъюнктуры протекает не в один момент,

а влияющие на ход цикла факторы действуют в пролонгированном режиме и с эффектом латентного периода запаздывания ответной реакции системы. В связи с этим нами предложено другое понятие – «переломная зона», когда действие циклообразующих факторов уже неотвратимо, а ответная реакция экономики еще не наступила (Л.П. Зенькова) [11].

Совокупность спада, депрессии, оживления принято называть «циклическим корытом». Начиная со второй пол. XX в. «корыта» стали краткосрочными и неглубокими. Казалось, правительства стран наконец взяли кризисы «в узду». Однако этот миф развеял мировой экономический кризис 2007–2011 гг. Начавшись в США в сфере ипотеки, он перерос в финансовый, а затем экономический кризис, распространяясь по мировой экономике с различными интервалами запаздывания по сравнению с его американским истоком.

Следует отдельно остановиться на понятии «рецессия» (Recession). В большинстве случаев под ней понимается снижение деловой активности, охватывающей 2 фазы – кризис и депрессию. В кризисе экономика не прекращает падения, на стадии депрессии падение приостановлено, экономика «топчется на месте». Однако существует точка зрения на рецессию как на 1 фазу – на неглубокий спад, почти не отличимый от депрессии. С этой позиции рост экономики Республики Беларусь в 2009 г., равный 100,2 % по сравнению с предыдущим годом, можно расценивать как рецессию.

В научной литературе отсутствует и четкое определение понятия «экономический цикл». Обобщим определения экономического цикла, встречающиеся в научной литературе:

1) Он является естественной формой развития экономики. Однако определение явно поверхностно, под него можно подвести и другие явления ,например, рост;

2) Он представляет собой некую последовательность изменений: «...движения промышленности и деловой жизни протекают в форме циклов, сущность которых заключается в наличии повторяющейся (хотя и не через строго одинаковые периоды) последовательности изменений» (Э. Хансен) [8]. Речь идет об изменениях конъюнктуры.

Тем не менее, повторение изменений, колебаний является важным, но не единственным признаком цикла. Отметим, что периодические колебания возникают и в искусственных системах (качание маятника, вращение колеса, движение поршня и т.д.). Но в них отсутствует внутреннее саморазвитие и воспроизводство, их функционирование поддерживается экзогенно человеком.

3) Это *периоды*, в которые «объем выпуска является ниже или выше тенденции тренда, определенного по методу наименьших квадратов, по крайней мере, для трех последовательных кварталов» (С. Ребело) [12] . Однако такое определение полностью удаляет из этой категории главную социально-

экономическую сущность и подменяет явление статистическими измерителями.

4) «Экономический цикл можно рассматривать как *механизм* взаимодействия между беспорядочными толчками и экономической системой, обладающей способностью совершать циклические движения, посредством которых она приспосабливается к такого рода толчкам» (Я. Тинберген) [13]. Однако такое определение больше указывает на то, что цикл – форма такого приспособления, а не механизм; кроме того, речь идет о формировании циклов только под воздействием экзогенных факторов («толчков»), а в реальности это не так.

В данном разделе приведены лишь некоторые определения экономического цикла. Обобщение существующих точек зрения позволяет выделить следующие основные подходы к понятию экономический цикл:

- это отрезок макродинамики;
- это механизм взаимодействия;
- это период времени;
- это процесс.

По нашему мнению, экономический цикл представляет собой все же *процесс эволюции всей экономической системы*, проявляющийся в смене одной конъюнктуры другой, причем под действием различных факторов (экономических, политических, природных, социальных, институциональных как экзогенной, так и эндогенной природы). Это – синергетический процесс, имеющий внутренний механизм смены одной фазы цикла другой, регулярно повторяющийся, наблюдающийся в разных сферах деятельности человека (производстве, экологии, социальной сфере), проявляющийся в четко выраженных и продолжительных изменениях макродинамики под воздействием как регулярных, так и случайных факторов. При этом следует различать исходную *причину* циклов, а также влияющие на их протекание *факторы* (факторы-признаки), *сферу* проявления экономических циклов. В частности, мировой кризис 2007–2011 гг. имел причиной ошибочную политику ФРС США в области дешевой процентной ставки на недвижимость, сферу проявления – ипотечный рынок, а затем – банковский сектор, ведущими факторами превращения этого кризиса в мировой стала интернационализация хозяйственной жизни, интеграция, охватившая практически все страны. Кризис 2015–2016 гг. в Республике Беларусь имел причиной отсталые технологии и неконкурентоспособное производство товаров, сферу проявления – отрицательный платежный баланс и значительное свертывание промышленного производства. Факторами, усилившими фазу спада в пролонгированном режиме, явились санкции Запада 2014 г. к России как основному торговому партнеру Беларуси, значительные выплаты 2014–2016 гг. по обслуживанию ранее взятых внешних займов.

При всем многообразии подходов к сущности, фазам и переломным точкам не существует единого мнения к выделению критериальных

статистических показателей, динамика которых ложится в основу датировки фаз цикла.

Обобщение мировой научной литературы позволяет выделить два подхода в определении показателя смены фаз цикла. *Месячный объем ВВП* является эталонным показателем для определения переломных точек в странах ОЭСР. В США нет единого показателя оценки точек перелома динамики. Основанием выделения фаз цикла Комитетом по датировке деловых циклов США служит *совокупность* динамик показателей объема производства, уровня цен, занятости, доходов.

Трансформационная экономика находится в большой зависимости от внешних причин циклообразования. Последние десятилетия спады в мировой экономике предопределяются конъюнктурой американской экономики (используется индекс деловой активности). В течение последних двадцати лет экономика США пережила три спада – в 1990–1991 гг., 2001 г., 2008 г. Во всех случаях предшественником формирования верхней переломной точки служило значительное снижение темпа роста реального и номинального ВВП. В среднем годовой *темп* роста ВВП начинает снижаться за 4–5 кварталов до начала спада. Такой эффект получил название «эффекта Самуэльсона» и наиболее полезен для краткосрочных прогнозов, так как динамики разных сфер и отраслей экономики, как правило, редко изменяются синхронно.

Для трансформационной экономики логичнее избрать в качестве показателя наступления очередной фазы цикла не сводный индекс деловой активности, а объем ВВП, так как значительное и эффективное государственное влияние на экономические процессы способно исказить циклический характер динамики занятости, доходов. Так, несмотря на кризисы 2008–2009 гг., 2011–2012 гг., 2015–2016 гг., в национальной экономике Республики Беларусь сохранялся самый низкий уровень официальной безработицы – 0,7–0,5 %.

Страны Западной Европы часто используют в качестве критерия датировки фаз цикла индекс промышленного производства. Однако этот индекс не всегда приемлем для оценки фаз цикла *трансформационной* экономики в связи со значительной долей сельского хозяйства, услуг в валовой добавленной стоимости, хотя кризис 2009 г. наиболее четко проявился в Республике Беларусь именно в динамике объема промышленного производства (97,2 % по сравнению с 2008 г.), а не объема ВВП (100,2 % по сравнению с 2008 г.). Практика функционирования трансформационных экономик свидетельствует о нарастании доли финансового сектора и производства услуг, что снижает ценность индекса *промышленного* производства в рассматриваемом аспекте.

В отношении показателя объема ВВП в качестве критерия идентификации фазы цикла следует отметить следующее. Динамика объема реального ВВП, рассчитанная на основе цен базового года, более точно показывает изменения в производстве, чем эта же динамика, рассчитанная на

основе цепных индексов инфляции (по отношению к предыдущему году). До 1996 г. НБЭИ США использовал в качестве базового года 1982 г., что существенно изменяло значения реальных темпов роста ВВП [14, с. 43]. Чем более удален выбранный базовый период от исследуемого текущего периода, тем более значительным искажением подвергается величина рассчитанного реального объема национального производства. Следует выделить несколько причин такой тенденции (показательной для современного этапа развития трансформационной экономики):

1. Избранный базовый год фиксирует определенное соотношение товарных групп между собой, а следовательно, темпов роста цен этих групп, распространяя такое состояние экономики на будущие периоды;

2. Отдаленный базовый период отражает менее значимые в абсолютном выражении уровни показателей, так что сравнение масштабных показателей текущих периодов методом умножения (деления) на их базовые значения заранее обречено иметь большие погрешности.

Характерной чертой трансформационных экономик является также их значительная финансовая нестабильность, имеет место несбалансированная инфляция. Чем более отдален базовый период расчета реальной динамики от текущего года, тем больше ошибка расчета из-за неравномерного нарастания темпов инфляции в разных секторах экономики. Чрезмерная экономическая неустойчивость, длительность нисходящих тенденций развития также могут стать причиной искажения, особенно при выделении тренда методом скользящей средней.

Таким образом, оптимальным показателем для определения смены фаз кратко- и среднесрочных циклов в трансформационной экономике может объективно служить реальный ежемесячный объем ВВП на протяжении нескольких последних лет. Его двойное уточнение по итогам статистического учета не снижает информативную ценность этого показателя, предопределяя необходимость поиска экономистами методик зондирования поворотных точек по оперативным статистическим данным. Чем раньше предсказано приближение переломной точки, тем ценнее статистический показатель, использовавшийся для этой цели.

До сих пор альтернативны взгляды неокейнсианцев и неоклассиков на механизм циклообразования и сопровождающие этот процесс тенденции. Анализ неокейнсианского подхода конца XX–нач. XXI вв. к моделированию циклов (Р. Айснер [15], Дж. Вейч [16], Д. Джоргенсен [17], М.Т. Саньяни [18], а из экономистов стран СНГ – А.Зарецкий [19], О.Л. Шулейко [20]) показывает, что преобладает импульсный, стохастический подход к циклообразованию. Он представлен группой моделей DCSE-класса (динамических стохастических моделей общего равновесия), в области методологии здесь предполагается неэластичность цен и номинальной заработной платы как отражение несовершенства рыночной системы, существенное влияние изменений номинальных величин на реальные показатели экономики.

В частности, расширение денежной массы, по мнению представителей неокейнсианства, приводит и к росту цен, а *через определенный интервал* запаздывания – и к росту совокупного спроса. Циклические колебания обусловлены тем, что в условиях жесткости номинальных показателей часть дополнительного спроса будет вызывать незначительный рост цен, а остальная часть – увеличение совокупного предложения. В результате объем производства оказывается выше оптимального уровня, рост цен приведет к изменению инфляционных ожиданий и сокращению совокупного предложения. В какой-то момент темп роста цен превысит темп роста денежной массы, так что реальная денежная масса начнет сокращаться, что вызовет сокращение совокупного спроса и падение цен. При этом выпуск в краткосрочном периоде упадет ниже оптимального уровня. Постепенное снижение инфляции вызовет рост совокупного предложения. Поэтому объем производства снова начнет расти.

В русле неокейнсианского подхода сформировалось моделирование класса «МА» (мультипликатор-акселератор; основоположники Р. Харрод, П. Самуэльсон). Сопоставление научных публикаций выявило, что в настоящее время широко используется именно долгосрочный мультипликатор (Дж. Гевеке [21], Ф. Диаз [22]), отражающий распространение эффекта инвестиций на протяжении определенного периода.

Недостатками большинства старых «МА»-моделей было равновесное состояние и статичность. Такие модели не в состоянии были отразить динамику объема национального производства, совокупного спроса, например, в них не учитывалось, что не все доходы расходуются в данном периоде, в расходы текущего периода включаются сбережения предыдущих лет. Эволюция этих моделей от статических в динамические продолжается в сторону максимального приближения к реальности, однако динамические модели строятся на основе тренда, взятого *экзогенно* по отношению к параметрам модели, без объяснений.

Споры об эффективности действия акселератора или мультипликатора на инвестиционные циклы не завершены. В реальной действительности значение акселератора, по данным А.С. Селищева и А.П. Леусского, составляет около 2,5 [7, с. 382]. Это означает, что модели класса «МА» должны описывать циклические колебания с бесконечно возрастающей амплитудой, что не соответствует действительности. Анализ работ современного исследователя циклов О. Бланшара косвенно показал, что причину циклов следует искать на стороне потребителя, а не производителя, так как проведенный им детальный экономико-математический анализ механизма взаимодействия мультипликатора-акселератора подтвердил, что прирост совокупных доходов не приводит к ожидаемому приросту потребления (потребительских расходов) [23].

Кроме того, у большинства данных моделей цикла можно отметить недостаток, заключающийся в однозначной трактовке реакции инвестиций на снижение темпов роста ВВП. Несоответствие структуры инвестиций

потребностям экономики ставит под сомнение позицию данных теоретиков по выделению в качестве исходной причины экономических циклов изменение объема инвестиций. Более того, в исследованиях отдельных экономистов отмечается серьезный контраргумент: возмещение основного капитала не следует автоматически за его выбытием. В динамике инвестиций на возмещение присутствует заметный поведенческий момент, в результате чего они сами зависят от хода цикла, приобретая не столько опережающий, сколько проциклический характер. В частности, такая точка зрения имеется у экономиста И.М. Абрамова [24, с. 26].

К аргументам, подвергающим инвестиции сомнению в качестве исходной причины циклов можно отнести выводы из исследований динамики инвестиций представителя неокейнсианского течения Б. Бернанке: акселератор достаточно точно отражает поведение инвестиций в период оживления и подъема, но не объясняет поведение инвестиций на стадиях депрессии и спада [25]. К этим аргументам следует добавить также наше утверждение, что мультипликативный эффект наблюдается во многих экономических процессах, а не только в инвестиционной активности.

Сравнительный анализ научных трудов показал, что значительная часть неокейнсианских моделей в качестве циклообразующих факторов признает факторы сферы производства (инвестиции, инновации) (Б. Бернанке [25], М.С. Марамыгин [26], Р. Хоукинс [27]), М.И. Чибрик [28], В.А. Цветков [29]. Существование и развитие в XXI веке неокейнсианского подхода к моделированию циклов обусловлено превращением науки в непосредственную производительную силу, порождающую инвестиционные бумы. Интенсификация процесса концентрации, перешедшего национальные границы, особенно в 70 – 80-х гг. XX в., практически подтвердила справедливость теоретического подхода неокейнсианцев к негибкости цен на рынках несовершенной конкуренции и обусловила распространение этих взглядов среди экономистов.

Неокейнсианские подходы к моделированию кратко- и среднесрочного цикла до 60-х гг. определяют основную, исходную причину циклообразования или в объеме конечного потребления, или в инвестициях (а также приравненных к ним объемах продаж товаров *длительного пользования*). Как и в середине 60—х гг. XX в., они по-прежнему опираются на два основных положения: концепцию акселератора и его взаимодействие с мультипликатором; признание ведущей роли факторов инвестиционного спроса (то есть инвестиционной функции) и потребительского спроса (то есть функции потребления). Однако основной упор все же делается на взаимодействие мультипликатора и акселератора. В связи с наличием в формулах обоих этих параметров показателя «инвестиции в основной капитал» фактически это означает признание за инвестициями роли исходного элемента в механизме циклообразования.

Уровень развития национальных экономик в 50–70-х гг. XX столетия действительно зависел от эффективности функционирования капитала как

фактора производства. Экономисты-неокейнсианцы не придавали большого значения влиянию других факторов на процессы циклообразования. Выделение инвестиций, прироста капитала, капиталоемкости и т. п. в качестве показателей, отражающих смену фаз цикла, объективно обуславливало рассмотрение циклов продолжительностью четыре–пять лет и более. Период цикличности определялся сроком отдачи, обновления или физического износа основного и оборотного капиталов. Однако никто не задумывался над тем, почему именно за такие периоды времени происходило массовое обновление основного капитала. Кроме того, краткосрочные и сверхкороткие циклические колебания не считались объектом серьезного научного исследования.

Выделение в качестве дополнительного критерия краткосрочности и долгосрочности эффектов от действия мультипликатора и акселератора позволяет в рамках неокейнсианского подхода внести уточнение в классификацию теоретических подходов к циклу на те, что используют краткосрочный мультипликатор и те подходы, что используют долгосрочный мультипликатор от действия циклообразующих факторов.

В неокейнсианском подходе к описанию причинно-следственных связей в моделях цикла логично напрашивается вывод о признании или инвестиций, или денежной массы в качестве исходной причины экономических циклов. Кроме того, большинство трансформационных экономик в 90-е гг. столкнулись с ростом цен при свертывании производства на фоне роста реальной денежной массы. Следовательно, такой подход неточно описывает исходную причину цикла; теория цикла должна описывать некий механизм, в котором фигурируют и экзогенные элементы системы, и эндогенные, включая элементы денежного рынка, влияющие на формирование спроса на базе потребностей (денежную массу и уровень цен).

Анализ научных исследований показывает, что современные неокейнсианцы продолжают отстаивать идею ведущей роли спроса над предложением и значимости процесса потребления (О. Бланшар [23], Ф. Занетти [30], Д. Потэр [31], М. Хорвейт [32]). Мультипликатор обеспечивает «тиражирование» роста потребления во всей экономике. Чем большая часть дохода потребляется, тем больше доходов будет порождать начальная сумма инвестиций в экономику, продолжительнее мультипликативный процесс роста доходов во всех смежных сферах экономики. Снижение или замедление темпов роста ВВП приведет к падению темпов роста инвестиций. Акселератор выступит в данном случае усилителем циклических колебаний в экономике. На стадии подъема он приумножает чистые инвестиции, а на стадии депрессии, напротив, усиливает отток инвестиций из экономики.

В связи с признанием за капиталом и его приростом (инвестициями) роли исходного элемента механизма средне- и долгосрочных циклов большинство моделей неокейнсианского направления можно назвать

инвестиционными. В 60-х гг. XX в. в связи с проявлением стагфляции, устойчивым продолжительным процессом недогрузки производственных мощностей оценка учеными сферы потребления и ее места в механизме циклообразования изменилась. Стало очевидным, что привлечение инвестиций в экономику не вызывает автоматически рост потребления и доходов. Кроме того, возмещение изношенного основного капитала не следует сразу после выбытия, отдача от инвестиций наступает также не сразу, в результате динамика инвестиций приобретает не ациклический, а проциклический характер.

Исходная причина экономических циклов, включая циклы в отдельных сферах экономики (финансовый, промышленный ипотечный и др.) будоражит умы ученых-экономистов давно, с момента проявления первых кризисов. Гипотез – много, отсюда и такое множество теорий циклов. Уже в работе одного из родоначальников исследования циклов Э. Хансена «Экономические циклы и национальный доход» [7] цикл охарактеризован не только с точки зрения динамики инвестиций, но и как «увеличение или сокращение объема покупок товаров, предназначенных для реальных инвестиций, и *потребительских товаров длительного пользования*» (автомобили, предметы домашнего обихода и т.п.) [7, с. 217].

Для объяснения своей позиции Э. Хансен выдвинул несколько аргументов. Во-первых, такого рода потребительские товары требуют продолжительного вложения средств в производство. Во-вторых, покупку новых экземпляров подобных товаров можно откладывать в случае необходимости за пределы обычных сроков их службы, так как последние не являются строго фиксированными. Подобно производственному оборудованию, потребительские товары длительного пользования подвергаются моральному износу при внедрении новых изобретений.

Однако в этом подходе обращает на себя внимание наличие среди исходных причин цикла элементов разных стадий воспроизводства – фактора производства (инвестиций в основной капитал) и готового товара. Следовательно, данная теория недостаточно доработана: или речь идет о существовании разобщенных циклических процессов на стадиях производства, распределения и потребления, или имеется наличие причинно-следственной связи между динамикой объема ресурса и товара.

Существование циклов разной продолжительности (3–4, 10–11 и 20 лет) можно связать с динамикой отдельных видов инвестиций: соответственно с инвестициями в товарно-материальные запасы, инвестициями в производственное оборудование, *инвестиции в жилищное строительство*. Неоднородность инвестиций, в том числе инвестиций в основной капитал непроизводственного назначения, отметили И.М. Абрамов [33], С. Кузнец [34], Н. Ноздрань [35]. Следует отметить, что инвестиции в жилищное строительство являются инвестициями в непроизводственную сферу, их цикличность определяется потребностями поколений, поэтому выделение таких инвестиций среди причин циклов разной

продолжительности ставит под сомнение правомерность обоснования в качестве исходной причины циклов динамику инвестиций, а не потребностей.

Инвестиционные и технологические теории циклов в настоящее время наиболее многочисленны. Из белорусских исследователей следует выделить сторонников современной инвестиционной теории моделирования цикла: М.М. Новиков [36], Н.Н. Бондаренко [37]. Однако предлагаемые учеными показатели капиталовооруженности, капиталотдачи, материалоемкости, производительности труда, сверхнормативной прибыли являются агрегированными величинами, комплексно отражающими *следствия, результаты* произошедших изменений в экономической системе, но не их *причины*. Современные исследования сконцентрированы на целевом назначении составных частей инвестиций, следовательно, на разном поведении и разной отдаче последних в экономической системе. Объективной причиной такого внимания в науке к инвестициям является, на наш взгляд, доминировавшее продолжительное время мнение о производственном капитале как основном источнике создания национального дохода, его ведущей роли по отношению к другим факторам производства.

Существенным недостатком современного некейнсианского подхода к циклу является признание второстепенности денежных факторов в формировании экономического цикла. Представление инвестиций ведущим фактором не может отразить полную картину механизма возникновения циклов. Инвестиции в экономику представлены конкретными целевыми потоками, определяются по объему и по структуре потребностями субъектов рынка. Гипотеза о мультипликационном эффекте в условиях существования инвестиций разных типов и целевого назначения требует уточнения, в противном случае неизбежно предположение о наличии нескольких мультипликаторов в экономике.

Эволюция неоклассических подходов к моделированию кратко- и среднесрочных циклов привела к новым качественным сдвигам в выборе объекта, предмета исследований, появлению новых элементов в самой модели цикла. В частности, традиционные неоклассические модели циклов в 60–70-х гг. XX в. предполагали абсолютную эластичность цен. Они базировались на вальрасовском равновесии на денежном рынке, обеспечивающем равновесие на всех остальных рынках. Из-за методологического подхода денежно-кредитные факторы исключались из перечня причин, вызывающих *регулярные* циклические колебания.

В современных неоклассических моделях цикла этот подход сохранен частично. Кроме того, значительное внимание уделено экзогенным факторам циклообразования. Причинами колебаний считаются шоки, вызывающие изменения совокупного спроса и совокупного предложения, в том числе технологические шоки, валютные курсы (Г. Генберг [38], Д. Дийк [39], Д. Комин [40], С.Е. Эдвардс [41], среди ученых стран СНГ – Ю.И. Енин [42],

И. Зикунova [43]). Сторонники неоклассического направления считают, что модель рыночной экономики обладает внутренне присущей ей устойчивостью и поэтому, сойдя с равновесной траектории роста, должна вернуться на нее под действием эндогенных сил.

Например, циклические колебания в таких моделях может вызвать технологический шок (К. Перес [44], У. де С., Хесус [45]), «случайные шоки» (Р. Фриш [цит. по 46, с. 58]), войны (Дж. Голдстейн [47]), валютный шок (DSCE-модель Ф. Витэка [48]) и др.

С этой частью позиции экономистов можно согласиться по ряду причин. Во-первых, процессы интернационализации вовлекают в международные связи рынки труда, информации, научно-технической продукции. Во-вторых, технологическая отсталость развивающихся стран по сравнению с развитыми является проявлением неравномерного распространения научно-технических достижений и причиной значительной восприимчивости к внешним технологическим шокам. Этому же мнению придерживаются российские и белорусские экономисты: А.А. Быков [49], К. Хубиев [50, с. 40], С. Алексашенко [51, с. 4], С.Н. Гапонова [52].

Критический анализ дальнейших публикаций показывает, что в современных неоклассических исследованиях этот подход сохранен. Часть экономистов даже рассматривает финансовые кризисы как самостоятельный тип (М. Ален [53]). В русле монетаристских взглядов на циклы, придавая особое значение финансовой сфере, в настоящее время работают белорусские экономисты Н. Мирончик, К.В. Рудый.

Согласно концептуальному подходу монетаристов, предложение денег нестабильно и зависит от соответствующей денежно-кредитной политики. Фактически современные монетаристы сделали шаг в сторону институционализма: признанию *политики* Национального банка в качестве значительного фактора циклообразования. По их представлениям, на практике устанавливается пропорция, когда изменение денежной массы в краткосрочном периоде обеспечивает или рост цен, или рост объема производства. Однако на эту пропорцию может воздействовать *фактор инфляционных ожиданий* (используемый в современной теории реальных деловых циклов, отмеченной Нобелевской премией 2004 г.) – социально-психологический *институт*, формируемый в долгосрочном порядке политикой Национального банка. В условиях начинающейся инфляции само ожидание ее дальнейшего развития будет превращать очередной рост денежной массы в дальнейший рост цен. Это обязательно выводит экономику из равновесного состояния, то есть вызывает колебания, но краткосрочного характера.

Анализ показывает, что теоретический подход монетаристов является шагом вперед в моделировании циклов, так как ими сделана попытка объяснения краткосрочных циклических колебаний со сверхкоротким периодом – до 1 года. Кроме того, изменения денежной массы инициированы *эндогенным* элементом системы, поэтому фазы экономического цикла

получают основу для непрерывного самовоспроизведения, что отсутствует в теоретических взглядах кейнсианцев.

Тем не менее, данный подход следует оценивать критически: денежная масса сама по себе не может характеризовать глубинную причину экономических циклов. Во-первых, циклы имели место и в дорыночных системах при отсутствии денег как таковых (циклы в свиноводстве, циклы в сельском хозяйстве от ритмичности солнечных пятен), во-вторых, даже в рыночной экономике деньги выступают в качестве средства, обеспечивающего движение *товарных* потоков. Отрыв динамики денежной массы от реального товарного потока не может быть бесконечным, он регулируется координационным механизмом системы, может объяснить механизм разворачивания только некоторых кризисов, в частности, современного мирового кризиса. Это отмечает и американский ученый М. Вудфорд [54, с. 23]. В противном случае выходит, если банковская система способна эффективно регулировать денежную массу, то кризисов вообще возможно избежать.

Анализ экономической истории XX–XXI вв. показывает, что все финансовые кризисы по существу являлись экономическими, *общесистемными*. Изучение разворачивания последнего мирового финансового кризиса 2007–2011 гг. показывает, что финансовые инновации привели к формированию огромных масштабов фактически виртуальных капиталов (С. Вайн [55], А.И. Бажан [56]). В то же время на исходную причину цикла указал тот факт, что в конце 2006 и начале 2007 г. часть инвесторов начала фиксировать прибыли из-за замедления роста американского *рынка жилья* (Р.М. Нижегородцев [57, с. 51]). Здесь ограниченные финансовые *ресурсы* субъектов столкнулись с бесконечно растущими *потребностями* в улучшении условий жизни. Кроме того, в реальности многие экономические кризисы начинались не с финансовой сферы. «Денежная» причина циклов сомнительна при рассмотрении энергетического, аграрных кризисов.

Возрастание в 70–90-х гг. роли государства в регулировании социальной сферы, межгосударственных экономических отношений, успехи государственного антициклического регулирования поставили перед приверженцами неоклассического подхода к моделированию цикла задачу включения в модель циклообразования поведения *государства* как экономического субъекта, а не только Национального банка. Анализ показывает, что в связи с этим более поздние исследования в русле монетаристских идей (Дж. Симс [58–59], А. Кальза [60], Ф. Мишкин [61]) включают в модель цикла такие факторы, как поведение *государственного* сектора, дополнительные поведенческие параметры на рынке труда. Кроме того, в ряде моделей уже фигурируют кейнсианские аспекты – монополизм рынков и другие «провалы» рынка (М. Мафеззоли [62]), теория несовершенной информации (Ж. Аттали [63], К.М. Батч [64]).

Следует отметить, что основным предметом исследования монетаристов остались по-прежнему денежная масса (в том числе кредитная) и банковская ставка, так что сфера исследования современных «циклистов»-неоклассиков находится за пределами материального производства, что создает парадокс в концептуальной основе механизма цикла. С одной стороны, последний имеет внутренний механизм самовоспроизведения, с другой стороны, этот механизм *не может претендовать на универсальность* в исторически разных экономических системах, так как денежная масса на самом деле является только средством обслуживания процесса воспроизводства в *рыночной* экономике. В частности, существование так называемых сверхкоротких сезонных циклических колебаний неоспоримо даже в условиях натурального хозяйства и собирательства, когда денег как таковых еще не существовало.

Аргументом против взглядов монетаристов является также стагфляция 1974–1975 гг., так как в этот период движение денежной массы и реальной товарной массы, цен не соответствовали друг другу. Такое явление наблюдается в *трансформационных* экономиках в более значительных масштабах и поэтому ставит под сомнение эффективность антициклических мероприятий монетаристов. Наличие высокой финансовой нестабильности на протяжении многих лет трансформации экономик в рыночные системы способствовало формированию своеобразного стандарта экономического поведения субъектов, а именно: формальные сбережения и «теневые» доходы хранятся в основном в виде валютных сбережений или на депозитах, или на руках, и это искажает соответствие между агрегатами M_1 , M_2 и товарной массой, уравнение Фишера не «работает».

Обобщение литературы по циклам позволяет утверждать, что нарастание стагфляции в 70–80-х гг. XX в. в развитых странах, значительные кризисные явления, дальнейшее развитие экономической мысли и появление теории «рациональных ожиданий» Р. Лукаса предопределили эволюцию моделей циклов в сторону признания *институциональных факторов* цикла: наличия *реакции* субъектов на номинальные и реальные величины в макроэкономике, значимости экономической *политики* государства в формировании циклических импульсов. Появившееся направление среднесрочного моделирования так называемого «реального» делового цикла – РДЦ (Р. Кинг, Ф. Кюдланд, Р. Годрик и Э. Прескотт, Ч. Пlossер, Дж. Лонг, М. Болдрин и Л. Кристиано, М. Маффеззоли, М. Хорвейт) практически реализовало теорию рациональных ожиданий Р. Лукаса.

Анализ работ по теории цикла показал, что наблюдается синтез модели РДЦ-цикла Кюдленда–Прескотта с неоклассической теорией экономического роста: долгосрочный эффект (экономический рост) представлен следствием краткосрочных воздействий (циклов) [65]. Основным теоретическим предположением таких моделей является то, что технический прогресс выступает важнейшим фактором не только долгосрочных, но и краткосрочных технологических изменений, распространяющихся по сферам

экономики во времени *неравномерно*. Используются современные экономико-математические методы для доказательства взаимозависимости показателей технологического роста и подтверждения эффекта распределения инвестиционного отклика на технологический шок во времени. Таким образом, модели объединяют в один механизм внешнеэкономические, психологические и инвестиционные причины циклов.

Однако следует отметить, что имеются недостатки концепции, лежащей в основе таких моделей: исходный элемент механизма циклообразования задается экзогенно – или изменением международной конъюнктуры, или технологическим толчком, поэтому цикл не обладает механизмом самовоспроизведения. Такой концептуальный поход не может объяснить, в связи с чем именно возникают недогрузка производственных мощностей и хроническая безработица в периоды экономических подъемов, регулярность повторения кризисов. Однако указанное несоответствие возможно объяснить с позиции сопоставления динамики *ресурсов и потребностей*.

Одним из недостатков РДЦ-моделей является исключение из объекта исследования *сезонных, краткосрочных* циклических колебаний, в то время как такие колебания, по нашему мнению, способны взаимодействовать со среднесрочными циклами и изменять их.

Анализ литературы позволяет сделать вывод, что дальнейшая эволюция этих моделей происходит в сторону усложнения поведения потребителя: вводится параметр, представляющий собой изменение потребительских предпочтений (М. Эйхенбаум, К. Синглтон [66]). Тем самым подчеркивается важность *сферы потребления* в модели цикла, а не производства, как предполагали сторонники инвестиционных теорий циклообразования. В условиях нарастания интеграционных процессов в мировом хозяйстве к ней подключаются в качестве начального импульса циклообразования *политические* факторы мировой экономики.

Новым аспектом в расширении предмета исследования явилось признание роли последствий *государственных денежно-кредитных политик* в 70-х гг. XX в. (М. Айольфи [67], М. Камински [68]). Для новых эконометрических моделей цикла характерно описание механизма на основе принципа «импульс»–«распространение» (импульсные модели).

Практика показывает, что в современных условиях усиление роли финансовой инфраструктуры способно стать значительным фактором, провоцирующим спад, что и объясняет доминирование монетаристских взглядов на процесс циклообразования. В частности, наш анализ лидирующих индикаторов поворотных точек в циклах Республики Беларусь показал опережение динамики денежных агрегатов и индексов цен по сравнению с динамикой ВВП с лагом на три-четыре и один-два месяца соответственно. Более того, наличие большой доли одной страны в структуре внешней торговли (Россия, Украина) придает колебания конъюнктуры в ней решающее значение для трансмиссии цикла в национальную экономику.

По результатам анализа научной литературы можно утверждать, что часть факторов рассматривается в теориях циклов в качестве исходного импульса колебаний. В этом случае фактор превращается в основной структурный элемент модели цикла. Другая часть факторов упоминается в механизме циклов в роли вспомогательных, второстепенных сил, изменяющих картину протекания фаз, влияющих на продолжительность цикла, на формирование поворотных точек.

Большинство экономистов не обосновывает собственную концептуальную модель циклообразования, а ограничивается исследованием конкретного фактора цикла с помощью статистических и эконометрических методов. В частности, что в ряде авторских исследований инвестиции рассматривались не как исходный импульс цикла, а как фактор, влияющий на нововведения, инновации, выступающие главной причиной циклов. Такой взгляд явился закономерной реакцией на изменения в национальных экономиках, вызванные действием научно-технической революции. Наука превратилась в непосредственную производительную силу, так что появились основания для выделения так называемых *инновационных циклов*, динамика которых относительно автономна. Критическое изучение исследований показывает, что в этом направлении работают и белорусские экономисты Л.Н. Давыденко и Э.М. Калинин [69], А.В. Марков [70].

Неоклассические подходы к моделированию цикла с точки зрения инвестиций как исходной причины более глубоки, так как в них объяснялись колебания самих инвестиций, как правило, финансовыми (монетарными) факторами: финансовыми рисками, задолженностью фирм, движением потоков ликвидных средств, проблемами внешнего финансирования, дивидендной политикой внутри корпораций и др. Таким образом, приверженцы этого концептуального подхода косвенно признают универсальность и взаимообусловленность циклических процессов внутри системы. С другой стороны, оценка государственной политики как нейтральной в отношении циклообразования, перемещение поиска основной причины цикла из сферы производства в сферу распределения значительно ухудшили глубину и качество исследований.

Важное место среди объектов факторных исследований циклообразования после инвестиций в настоящее время продолжает отводиться динамике потребительских расходов. Согласно кейнсианскому подходу, потребительские расходы определяли прибыли фирм и инвестиции в будущих периодах. Увеличение объема потребительского спроса вызывает расширение масштабов производства и сбыта. Тем самым такие исследования опровергают концептуальный подход к инвестициям как исходному импульсу циклообразования. Косвенно признается факт, что основная причина цикла находится в сфере потребления, она определяет поведение инвестиций согласно отлаженному механизму зрелой рыночной системы. Ни административно-командная (диктат производителя), ни трансформационная экономики (остаточные элементы административно-

командной системы) *в принципе* по своей сути не могут обеспечить эффективную реакцию инвестиций на изменение потребительского спроса по объему и структуре. Отсюда следует важный вывод, что моделирование циклов в трансформационной экономике нельзя строить только на анализе динамики инвестиций.

Несмотря на многочисленные исследования, практически не изучено *взаимодействие* экономических циклов. Тем не менее, еще Э. Хансен в свое время выделил так называемые «циклы роста», характеризующиеся как небольшие циклические стадии роста, прерываемые фазами спада и депрессии, столкнувшись с наличием неких краткосрочных всплесков в макродинамике.

Таким образом, анализ роли отдельных факторов в механизме циклообразования позволил сделать следующие выводы:

1. Инвестиции и денежная масса продолжают выступать во всех моделях главными факторами циклических колебаний. Относительная автономность регулярных колебаний инвестиционной активности и финансовой сферы позволяют выделять инвестиционные и финансовые циклы. С нарастанием роли НТР инвестиционные циклы стали рассматриваться в качестве основы инновационных циклов.

2. Исследования экономистов обращают внимание на то, что колебания инвестиций, денежной массы могут быть вызваны, в свою очередь, рядом причин и также носят циклический характер. Следовательно, тезис об *исходном* элементе экономического цикла в качестве инвестиций и денежной массы можно подвергнуть сомнению.

3. В концептуальных подходах к моделированию циклов искусственно ограничен перечень факторов циклообразования или одними инвестициями, или спекулятивными настроениями, потребительскими расходами, политикой государства и др. Таким образом, факторные исследования среднесрочного циклообразования не носят комплексного характера, в них также не учитывается роль институтов в смене фаз цикла.

4. С накоплением результатов апробации эмпирических и теоретических моделей циклических колебаний факторные исследования стали проводиться в русле анализа специфики влияния составных частей тех или иных факторов на цикл, уточнения самой методики факторного анализа.

5. Модели среднесрочного экономического цикла основаны на выборе одного доминирующего фактора, определяемого путем применения статистических или эконометрических методов исследования. Большинство из них базируется на монистическом подходе к теории цикла, при этом, к сожалению, повторяется одна и та же процедура усреднения данных модели при имитационном моделировании малых и средних циклов, устраняя из объекта исследования взаимодействие волн разной продолжительности.

Вышеизложенный анализ эволюции теорий механизмов циклов, взглядов на поворотные точки (зоны), лидирующие (опережающие)

индикаторы, показатели датировки фаз, а также на количество последних позволил отметить следующие проблемы:

1. Отсутствие научно обоснованных исследований, пытающихся объяснить научно взаимосвязь циклов в разных сферах, различая при этом причину, механизм, сферу зарождения и сферу проявления экономических циклов (рисунок 3).

2. Малоисследованность факта взаимодействия экономических циклов кратко-, средне- и долгосрочного характера. Взаимодействие кратко- и среднесрочных циклов проявляется как в простом наложении фаз указанных циклов, так и во взаимодействии отдельных процессов по принципу причинно-следственных связей. При этом простое наложение возможно в трех вариантах, фактически и определяющих итоговую динамику ВВП (рисунок 4 а, б, в).

Возможен вариант простого наложения во времени фаз кратко- и среднесрочных циклов. В этом случае наложение кратко- и среднесрочных циклов проявляется в удлинении (гашении) фаз кризиса, депрессии, подъема. В экономической науке признан эффект наложения среднесрочных и длинных циклических волн, но недооценивается эффект от наложения циклов сверхкороткой периодичности (в том числе так называемых «сезонных» волн). Наложение фаз двух сезонных циклов со сдвигом во времени (например, кризисов разных циклов продолжительностью в один квартал), влечет за собой непрекращающееся свертывание масштабов производства на протяжении нескольких кварталов, в конечном итоге приводит к наступлению фазы краткосрочного цикла Китчина.

Другим вариантом взаимодействия кратко- и среднесрочных циклов является взаимодействие различных экономических циклов, формирование причинно-следственных связей между элементами различных циклов. В этом случае факторы одного цикла повлияют на ход другого цикла, усиливая тенденции к их изменению и, следовательно, усиливая (уменьшая) соответствующие амплитуды и фазы циклических колебаний кратко- и среднесрочного типа.

3. Переоценка универсальности перечня опережающих (лидирующих) индикаторов для всех стран мира. Особенно этот пункт касается трансформационных (транзитивных) экономик. В настоящее время надежными опережающими индикаторами для экономики Республики Беларусь можно считать индекс потребительских цен, агрегат М2 и инвестиции в основной капитал (Л.П. Зенькова) [71].

4. Незавершенные дискуссии вокруг выбора одного показателя (или нескольких) для датировки фаз цикла. Наиболее приемлем для быстро меняющихся трансформационных экономик показатель объема ВВП. Другие показатели (уровень официальной безработицы, реальных доходов, индексы цен) не подходят по разным причинам (значительности масштабов теневой экономики, преобладания инфляции издержек даже в периоды кризисов).

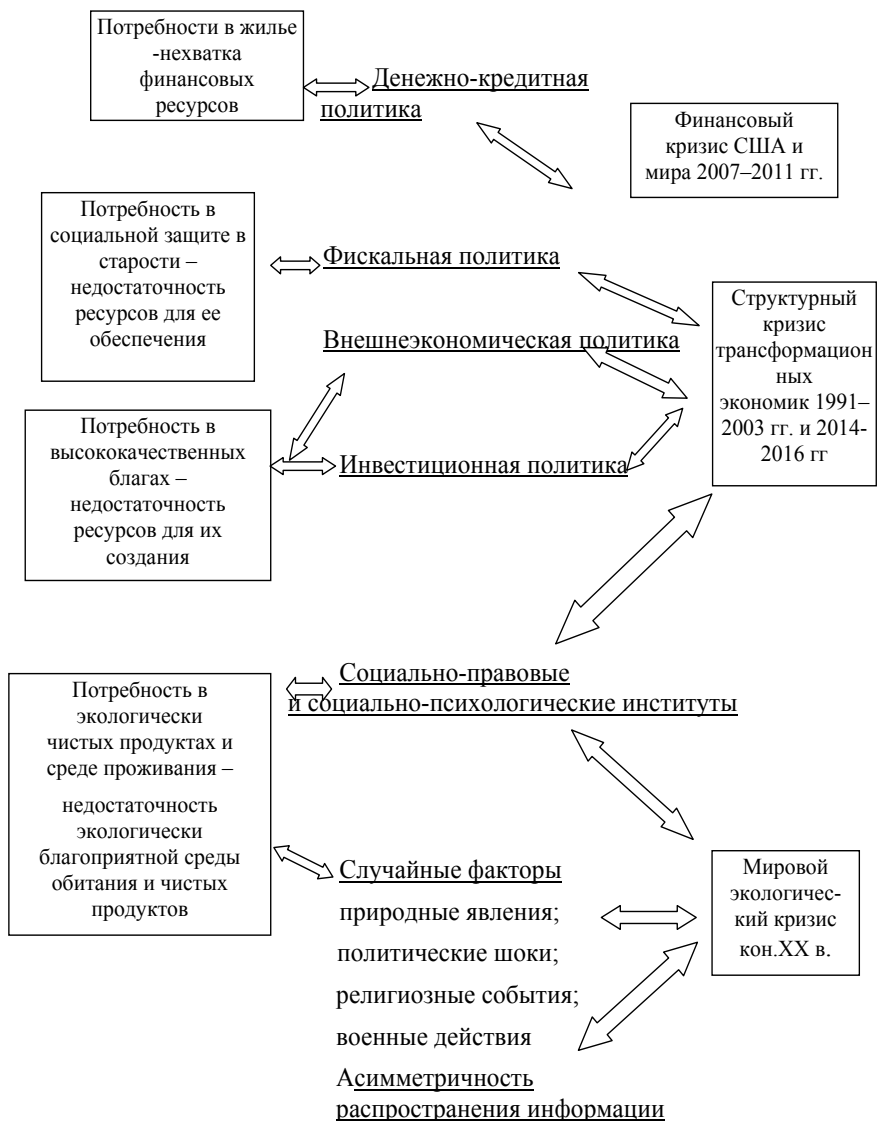


Рисунок 3 – Примеры формирования циклов в разных сферах экономики

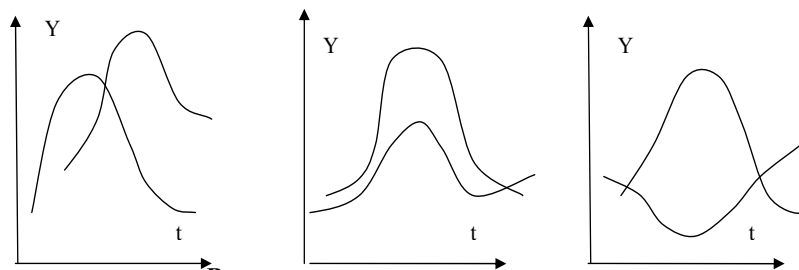


Рисунок 4 – Варианты наложения экономических циклов разной продолжительности

а) частичное наложение
(циклы роста)

б) полное наложение
(синхронизация)

в) ациклическое
наложение
(гашение)

Возможно также дополнение этого показателя специфическими национальными, например, для Беларуси – объемом промышленного производства.

5. Ошибочное представление о переломных точках как неких краткосрочных, моментальных периодах, где макродинамика сменяет свой тренд на противоположный. Сама по себе макродинамика складывается под влиянием ряда факторов, каждый из которых отражается на ВВП спустя лишь какой-то период и не в течение одного периода времени, а пролонгировано, что заранее предопределяет не некую точку, а целую зону перелома в макродинамике.

6. Проблемы фиксации в моделях циклов множества факторов циклообразования эндогенной, экзогенной, случайной природы. Зачастую ряд факторов (уровень концентрации капитала, потребительские настроения, инфляционные ожидания) трудно или невозможно статистически определить. К наличию случайных колебаний относятся как к погрешностям временных рядов, устраняя их при идентификации фаз цикла. Однако случайные величины есть непознанные макропроцессы, обладающие своей собственной цикличностью, поэтому их влияние лучше обозначать как совокупность факторов «икс» и не удалять их влияние на ВВП из расчетов.

7. Выпадение из поля исследований краткосрочных колебаний циклического характера продолжительностью в один год и менее (сверхкороткие). По-прежнему в моделях современного типа они считаются «шумом» или «сезонной компонентой» [72], их выделяют и удаляют из значений текущей макродинамики различными статистическими методами, но не поднимается проблема их взаимосвязи взаимодействия со среднесрочными циклами.

8. Долговременное преобладание кейнсианских теорий цикла (ядром которых выступают инвестиционные и инновационные теории циклов) обусловило традиционный поиск первопричины циклов в сфере

производства. Однако последние исследования XXI века о «жизненном цикле» товаров длительного пользования (рисунки 5, 6) доказали, что источником циклов является смена потребительских предпочтений, вкусов, соотношенное с ресурсами по их удовлетворению, а значит, причина циклов лежит в сфере потребления.

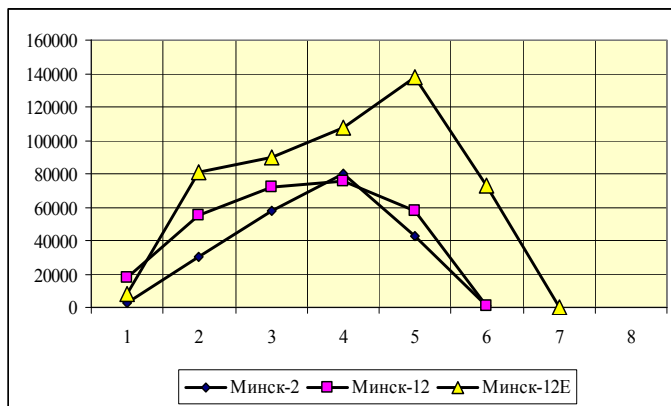


Рисунок 5 – Результаты исследования продолжительности «жизни» холодильников как товаров на белорусском рынке

Источник: Новости GOOD-Reklama. – [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://help.rosmebel.com/kakov-srok-sluzhby-korpusnoj-mebeli/>. – Дата доступа: 03.01.2018.

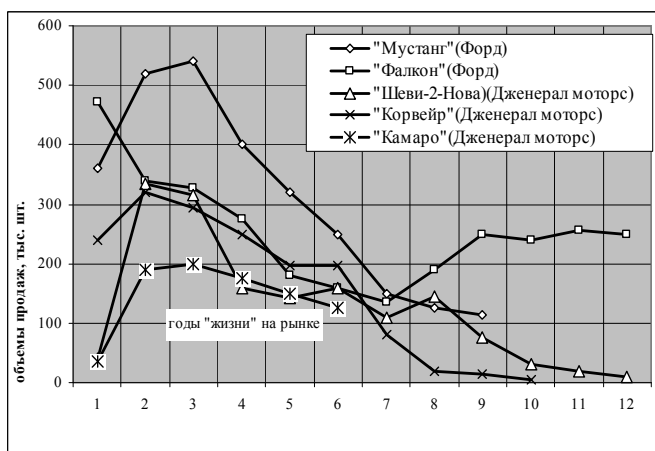


Рисунок 6 – «Жизненные циклы» некоторых автомобилей американских транснациональных корпораций (Ф. Котлер)

Источник: Котлер, Ф. Основы маркетинга: пер. с англ. – М.: Издательский дом «Вильямс», 2007. – с. 280.

Выводы по главе 2

1. Обобщение существующих точек зрения позволяет выделить следующие основные подходы к понятию экономического цикла: *отрезок* макродинамики; *механизм* взаимодействия каких-либо факторов; *период времени*; макроэкономический *процесс* (движение). Наиболее точным и глубоким по своему смыслу является подход к экономическому циклу как к процессу эволюции, привязанному ко времени, движению экономической системы.

2. Употребление понятия «переломная точка» при выделении фаз экономического цикла не уместно, так как смена конъюнктуры протекает не в один момент, а влияющие на ход цикла факторы действуют в пролонгированном режиме и с эффектом латентного периода запаздывания ответной реакции системы. Более объективно применение другого понятия – «переломная зона».

3. Дискуссии по идентификации конкретного времени смены фаз экономического цикла обусловлены успехами наработанной десятилетиями антициклической политики: сглажена четкость проявления фаз. В связи с этим все большее признание находит точка зрения по выделению не абсолютных значений роста (падения) реальных макропоказателей, а относительных (обычно процентов прироста).

4. Каждая фаза цикла обладает способностью к воспроизведению последующей. В этом случае цикл приобретает непрерывность, внутренний механизм к самовоспроизведению и потому является регулярным, а не случайным явлением.

5. Дискуссии вокруг количества выделяемых в экономическом цикле фаз объективно обусловлены, так как они связаны со спецификой рассматриваемой авторами сферы проявления или зарождения циклов. Чем сложнее по структуре рассматриваемая сфера проявления цикла, тем больше фаз можно выделить. Не случайно М. Принг, например, выделяет шесть фаз, а не четыре, при рассмотрении циклических колебательных процессов на рынке ценных бумаг.

6. В основу классификации экономических циклов в мировой экономической мысли ложатся следующие критерии: длина циклической волны; сфера проявления; отрасль или подсистема зарождения; характер факторов циклообразования; характер смены фаз цикла; методологический подход к исследованию; количество выделяемых факторов или причин циклообразования.

7. На протекание фаз современных экономических циклов оказывают значительное влияние ожидания, в связи с этим во многих моделях циклов (особенно в «РДЦ-моделях» и эволюционировавших на этой основе «DSGE моделях») математически представлены параметры инфляционных ожиданий;

8. Нарастание стагфляционных явлений, дальнейшее развитие экономической мысли и появление теории «рациональных ожиданий» предопределили эволюцию моделей циклов в сторону признания *институциональных факторов* цикла.

9. Экономике с расширяющимися рынками (трансформирующиеся системы) очень неустойчивы и динамичны, поэтому перечень опережающих (лидирующих) индикаторов, дающих информацию о приближении системы к переломным зонам цикла, для них очень специфичен. Равно как специфичен и перечень показателей датировки фаз экономического цикла. В частности, для них наиболее приемлем европейский подход к датировке (ВВП), а не американский, где оценке смены фаз служит *совокупность* динамик показателей объема производства, уровня цен, занятости, доходов. Значительность скрытого уровня безработицы, теневых доходов, инфляционные процессы даже на стадии спада не позволяют применить американский подход.

10. Принятый в развитых странах подход к констатации наступления кризисной фазы на основе наблюдения сокращения масштабов производства на протяжении не менее 3 кварталов сомнителен, так как наложение и взаимодействие циклов разной периодичности может «смазать» четкость совокупной макродинамики. В связи с этим возникает необходимость, и особенно в трансформационных экономиках, статистических наблюдений как можно менее дискретных величин макропоказателей.

Литература к главе 2

- 1) Словарь русского языка : в 4 т. / Рос. акад. наук, Ин-т лингвист. исслед. ; [под ред. А.П. Евгеньевой]. – 4-е изд., стер. – М. : Полиграфресурсы, 1999. – Т. 4. – 796 с.
- 2) Варьяш, И.Ю. Сверхкороткие циклы в экономике / И.Ю. Варьяш // Банк. дело. – 2004. – № 6. – С. 14–20.
- 3) Хаберлер, Г. Процветание и депрессия: Теорет. анализ циклич. колебаний / Г. Хаберлер ; пер. с англ. О. Г. Клесмет [и др.]. – М. : Социум, 2005. – 474 с.
- 4) Абрамов, И.М. Экономические кризисы-катастрофы и пути их преодоления / И.М. Абрамов ; науч. ред. П.Г. Никитенко. – Минск : Белорус. гос. экон. ун-т, 2001. – 119 с.
- 5) Дементьева, Л.В. Циклы в современной экономике и влияние экономической политики на их развитие : дис. ... канд. экон. наук : 08.00.01 / Л.В. Дементьева. – Казань, 2006. – 145 л.
- 6) Экономический цикл: анализ австрийской школы : пер. с англ. / сост. А.В. Кудряев. – Челябинск : Социум, 2005. – 218 с.
- 7) Селищев, А.С. Макроэкономика : учеб. для вузов / А.С. Селищев ; под ред. А.И. Леусского [и др.]. – СПб. : Питер, 2000. – 439 с.
- 8) Хансен, Э.Х. Классики кейнсианства : в 2 т. / Э.Х. Хансен ; предисл. и

- сост. А.Г. Худокормова. – М. : Экономика, 1997. – Т. 2 : Экономические циклы и национальный доход. – 429 с.
- 9) История экономических учений (современный этап) : учебник / В.С. Афанасьев [и др.] ; под общ. ред. А.Г. Худокормова. – М. : Инфра-М, 1998. – 733 с.
 - 10) Слуцкий, Е.Е. Сложение случайных величин как источник циклических процессов / Е.Е. Слуцкий // *Вопр. конъюнктуры*. – 1927. – Т. 3, вып. 1. – С. 34–64.
 - 11) Зенькова, Л.П. Экономические циклы в трансформационной экономике: поворотные точки или поворотные зоны? / Зенькова Л.П. – *Вестник экономической интеграции (Москва)*. – 2015. – № 3–4. – С. 15–21.
 - 12) Rebelo, S. Real Business Cycle Models: Past, Present And Future / S. Rebelo // *Scandinavian Journal of Economics*. – 2005. – Vol. 107, № 2. – P. 217–238.
 - 13) Тинберген, Я. [Рецензия] / Я. Тинберген. – Рец. на кн.: Burns, A.F. *Measuring Business Cycles* Erasmus / A.F. Burns, W.C. Mitchell. – New York : Intern. Bureau of Econ. Research, 1947. – 560 p.
 - 14) Ямароне, Р.Э. Основные экономические индикаторы / Р. Э. Ямароне ; пер. с англ. Н. Запорович. – М. : СمارтБук, 2010. – 320 с.
 - 15) Eisner, R. Factors in business investment / R. Eisner. – Cambridge : Nat. Bureau of Econ. Research, 1978. – 219 p. – (Gen. ser., № 102).
 - 16) Gordon, R.J. Fixed investment in the American business cycle, 1919–1983 / R.J. Gordon, J.M. Veitch. – Cambridge : Nat. Bureau of Econ. Research, 1984. – 69 p. – (Working paper, № 1426).
 - 17) Jorgenson, D.W. Econometric studies of investment behavior : a survey / D.W. Jorgenson // *J. of Econ. Lit.* – 1971. – Vol. 9, № 4. – P. 1111–1147.
 - 18) Sanjani, M. T. Financial Frictions and Sources of Business Cycle / M.T. Sanjani. – Washington : Intern. Monetary Fund, 2014. – 33 p. – (Working paper 14/194. – October 23, 2014).
 - 19) Зарецкий, А. Сравнение вариантов монетарной политики в рамках простой DSCE-модели / А.Зарецкий // *Банк. вестн.* – 2013. – № 7. – С. 21–28.
 - 20) Шулейко, О.Л. Фискальные инструменты антикризисного макроэкономического регулирования / О.Л. Шулейко // *Экон. и упр.* – 2011. – № 1. – С. 14–18.
 - 21) Geweke, J. Maximum likelihood «confirmatory» factor analysis of economic time series / J. Geweke, K.J. Singleton // *Intern. Econ. Rev.* – 1981. – Vol. 22, № 1. – P. 37–54.
 - 22) Dias, F.C. Nonlinearities over the business cycle: an application of the smooth transition autoregressive model to characterize GDP dynamics for the Euro-area and Portugal / F.C. Dias. – Lisboa : Banco de Portugal, 2003. – 29 p. – (Estudos e doc. de trabalho, WP 9/03).
 - 23) Blanchard, O. The long and large decline in U.S. output volatility /

- O. Blanchard, J. Simon // *Brookings Papers on Econ. Activity*. – 2001. – Vol. 1. – P. 135–164.
- 24) Абрамов, И.М. Экономические кризисы-катастрофы и пути их преодоления / И.М. Абрамов ; науч. ред. П.Г. Никитенко. – Минск : Белорус. гос. экон. ун-т, 2001. – 119 с.
- 25) Bernanke, B.S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment / B.S. Bernanke // *Quart. J. of Econ.* – 1983. – Vol. 98, № 1. – P. 85–106.
- 26) Марамыгин, М. С. Цикличность развития экономики. Причины возникновения цикличности / М. С. Марамыгин, Е. В. Стрельников – Екатеринбург : Изд-во Уральского гос. экон. ун-та, 2012. – 130 с.
- 27) Hawkins, R.G. Cyclical investment behavior of indigenous firms and US foreign affiliates / R.G. Hawkins // *European research in international business* ; ed. M. Ghertman, J. Leontiadis. – Amsterdam [etc.], 1978. – P. 189–213.
- 28) Чибрик, М. Асимметричные циклы в экономике / [М. И. Чибрик и др.] ; под ред. В. Н. Соколова. – С-Пб. : Изд-во Политех. ун-та, 2014. – 287 с.
- 29) Цветков, В. А. Циклы и кризисы: теоретико-методологический аспект : монография / В. А. Цветков ; Федер. бюдж. учр-ние науки Ин-т проблем рынка Российской акад. наук (ИПР РАН). – М.-С-Пб.: Ин-т проблем рынка : Нестор-История, 2013. – 504 с.
- 30) Zanetti, F. A Non-Walrasian labor market and the European business cycle / F. Zanetti // Boston College [Electronic resource]. – Mode of access : <http://fmwww.bc.edu/ec-p/wp574.pdf>. – Date of access : 21.09.2018.
- 31) Pothier, D. Demand Composition and Income Distribution / D. Pothier, D. Puy. – Washington : Intern. Monetary Fund, 2014. – (Working Paper 14/224. – December 15, 2014).
- 32) Horvath, M. Sectoral shocks and aggregate fluctuations / M. Horvath // *J. of Monetary Econ.* – 2000. – Vol. 45, № 1. – P. 69–106.
- 33) Абрамов, И.М. Циклы в развитии экономики СССР / И.М. Абрамов ; Акад. наук БССР, Ин-т экономики ; под ред. З.И. Георгидзе. – Минск : Наука и техника, 1990. – 157 с.
- 34) Kuznets, S. Seasonal variations in industry and trade / S. Kuznets. – New York : Nat. Bureau of Econ. Research, 1933. – 455 p. – (Studies in business cycles, № 22).
- 35) Ноздрань, Н. Трансформация российской экономики как циклический процесс / Н. Ноздрань // *Вопр. экономики*. – 1996. – № 10. – С. 103–116.
- 36) Новиков, М.М. Макроэкономические закономерности циклообразования, стабилизации и равновесного развития рыночных процессов (методология статистического моделирования и анализа) : дис. ... д-ра экон. наук : 09.00.12 / М.М. Новиков. – Минск, 2002. – 356 л.
- 37) Бондаренко, Н.Н. Циклические колебания в экономике: методология исследования / Н.Н. Бондаренко. – Минск : Мисанта, 2008. – 243 с.

- 38) Genberg, H. External shocks, transmission mechanisms and deflation in Asia / H. Genberg ; Graduate Inst. of Intern. Studies // Bank for International Settlements [Electronic resource]. – Mode of access : <http://www.bis.org/events/conf0406/genberg.pdf>. – Date of access : 13.09.2018.
- 39) Dijk, D. van. The effects of institutional and technological change and business cycle fluctuation on seasonal patterns in quarterly industrial production series / D. van Dijk, B. Stricholm, T. Teresvirta // *Econometrics journal*, 2003. – Vol. 6 – p. 79–98.
- 40) Comin, D. Medium term business cycles / D. Comin, M. Gertle. – Cambridge : Nat. Bureau of Econ. Research, 2003. – 39 p. – (Working paper, № 10003).
- 41) Edwards, S.E. Flexible exchange rates as shock absorbers / S.E. Edwards, E. Levy-Yeyati. – Cambridge : Nat. Bureau of Econ. Research, 2003. – 30 p. – (Working paper, № 9867).
- 42) Енин, Ю.И. Мировой кризис и преодоление его последствий для экономики средних и малых стран / Ю.И. Енин, А.А. Пилюттик. – Минск: Право и экономика, 2014. – 149 с.
- 43) Зикунова, И. Механизм делового цикла: шоки предложения и спроса / И. Зикунова // *Проблемы теории и практики управления*. – 2009. – № 6. – С. 102–107.
- 44) Perez, C. Structural change and assimilation of new technologies in the economic and social system / C. Perez // *Futures*. – 1983. – Vol. 15, № 4. – P. 357–375.
- 45) Хесус, У. де С. Деньги, банковский кредит и экономические циклы / Уэрта де Сото Хесус; [пер. с англ. под ред. А. В. Куряева]. – Челябинск: Социум, 2008. – 663 с.
- 46) Аукуционек, С.П. Современные буржуазные теории и модели цикла: критический анализ / С.П. Аукуционек, И.М. Осадчая, Ю.Н. Покаатаев ; отв. ред. Р.М. Энтов. – М. : Наука, 1984. – 223 с.
- 47) Goldstein, J.S. Long cycles prosperity and war in the modern age / J.S. Goldstein. – New Haven : Yale Univ. Press, 1988. – 433 p.
- 48) Vitek, F. Policy and Spillover Analysis in the World Economy: A Panel Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach / F. Vitek. – Washington : Intern. Monetary Fund, 2014. – Working Paper 14/200. – 95 p. – October 30, 2014.
- 49) Быков, А.А. Технологические уклады и пространственная составляющая экономического развития // *Белорусский экономический журнал*. 2014.–№ 1. – с. 114–126.
- 50) Хубиев, К. Особенности российского экономического цикла / К. Хубиев // *Экономист*. – 2009. – № 3. – С. 38–49.
- 51) Алексашенко, С. Российский кризис и антикризисный пакет: цели, масштабы, эффективность / С. Алексашенко, В. Миронов, Д. Мирошниченко // *Вопр. экономики*. – 2011. – № 2. – С. 23–49.

- 52) Гапонова, С.Н. Цикличность как глобальная форма развития экономических процессов / С.Н. Гапонова // Социально-гуманитарные знания. – 2013. – № 5. – С. 285–293.
- 53) A balance sheet approach to financial crisis / M. Allen [etc.]. – Washington : Intern. Monetary Fund, 2002. – 63 p. – (Working paper, WP/02/210).
- 54) Вудфорд, М. Сближение взглядов в макроэкономике: элементы нового синтеза / М. Вудфорд // Вопр. экономики. – 2010. – № 10. – С. 17–30.
- 55) Вайн, С. Глобальный финансовый кризис: механизмы развития и стратегии выживания. – М. : Альпина Бизнес Букс. – 2009. – 302 с.
- 56) Мировой финансово-экономический кризис и его влияние на Россию / [под ред. А.И. Бажана (отв. ред.) и др.] – М. : ИЕ РАН : Русский сувенир, 2009. – 103 с.
- 57) Нижегородцев, Р.М. Мировой финансовый кризис: причины, механизма, последствия / Р.М. Нижегородцев, А.С. Стрелецкий. – М. : Либроком, 2008. – 64 с.
- 58) Sims, C. Comparison of interwar and business cycles monetarism reconsidered / C. Sims // Amer. Econ. Rev. – 1980. – Vol. 70, № 2. – P. 250–257.
- 59) Sims, C.A. Limits to inflation targeting / C.A. Sims // The inflation targeting debate / ed. B.S. Bernanke, M. Woodford; Nat. Bureau of Econ. Research. – Chicago, 2006. – P. 283–310.
- 60) Calza, A. Mortgage markets, collateral constraints, and monetary policy: do institutional factors matter? / A. Calza, T. Monazelli, L. Stracca. – London : Centre for Econ. Policy Research, 2007. – 57 p. – (Working paper, № 2007/10).
- 61) Mishkin, F. Inflation targeting in transition economies experience and prospects / F. Mishkin, J. Jonas // The inflation targeting debate / Univ. of Chicago Press ; ed. B. Bernanke, M. Woodford. – Chicago, 2004. – P. 353–422.
- 62) Maffezzoli, M. Non-Walrasian labor markets and real business cycles / M. Maffezzoli. – Milano : Inst. di Economia Politica, Univ. Bocconi, 2000. – 50 p. – (Studi e quaderni).
- 63) Аттали Ж. Мировой экономический кризис ... А что дальше? – СПб.: Питер, 2009. – 176 с.
- 64) Buch, C.M. The integration of imperfect financial markets: implications for business cycle volatility / C.M. Buch, C. Pierdzioch. – Kiel : Kiel Inst. for World Econ., 2003. – 38 p. – (Kieler Arbeitspapiere, № 1161).
- 65) Box, M. Business growth and the business cycle: a longitudinal analysis of the influence of macroeconomic conditions on firm growth / M. Box // Ratio Colloquium for Young Social Scientists. – 2007. – P. 1–29. [Electronic resource]. – Mode of access : – Date of access : 15.02. 2008.
- 66) Eichenbaum, M. Do equilibrium real business cycle theories explain post-

- war U.S. business cycles? / M. Eichenbaum, K. Singleton. – Cambridge : Nat. Bureau of Econ. Research, 1986. – 62 p. – (Working paper, № 1932).
- 67) Aiolfi, M. Common factors in Latin America's business cycles / M. Aiolfi, L. Catao, A. Timmermann. – Washington : Intern. Monetary Fund, 2006. – 62 p. – (Working paper, № WP/06/49).
- 68) Kaminsky, M.G. When it rains, it pours: procyclical capital flows and macroeconomic policies / M.G. Kaminsky, C.M. Reinhart, C.A. Végh. – Cambridge : Nat. Bureau of Econ. Research, 2004. – 37 p. – (Working paper, № 10780).
- 69) Давыденко, Л.Н. Экономические циклы и инновации / Л.Н. Давыденко, Э.М. Калинин, В.С. Рубашный. – Минск : Белорус. гос. политехн. ун-т, 2004. – 58 с.
- 70) Маркаў, А.В. Інавацыйная дзейнасць і інавацыйны цыкл / А.В. Маркаў // Вес. Нац. акад. навук Беларусі. Сер. гуманітар. навук. – 2003. – № 3. – С. 43–45.
- 71) Зенькова, Л.П. Трансформационные экономики: кратко- и среднесрочные экономические циклы: моногр. / Л.П. Зенькова. – Минск: ИВЦ Минфина. – 2015. – 236 с.
- 72) Сигел, Э.Ф. Практическая бизнес-статистика : пер. с англ. / Э.Ф. Сигел. – 4-е изд. – М. : Вильямс, 2002. – 1051 с.

Глава 3. Факторная циклическая декомпозиция динамики ВВП и его компонентов в сфере образования и использования доходов

3.1. Составляющие факторной декомпозиции годовых и квартальных показателей экономической динамики

3.1.1. Составляющие колебательной динамики годовых показателей

В составе циклической динамики развития рыночной экономики в учебной литературе и ряде научных трудов общепринято выделять четыре фазы цикла: 1) спад, кризис, с нижней поворотной точкой («дном»); 2) депрессия (экономика «топчется» на месте; 4) оживление, заканчивающееся при достижении экономикой предкризисного уровня; 4) подъем с высшей поворотной точкой – вершиной («пиком») – как характеристика процветания, за которым следует вновь кризис.

Автор стоит на позициях Нобелевского лауреата по экономике П.А. Самуэльсона, который предложил для обозначения фаз экономического цикла принять терминологию У.К. Митчелла, которому удалось вложить в предлагаемую терминологию глубокий экономический смысл. В терминологии У.К. Митчелла первая фаза представлена периодом «Экспансии». Вторая фаза – «вершина» – как поворотная точка перехода «экспансии» к фазе «сжатие», которая в нижней поворотной точке, обозначенной как «оживление», возвращается к фазе экспансии. По У.К. Митчеллу для отображения четырех фаз (оживление, экспансия, вершина, сжатие, оживление) с возвратом в исходное положение необходимо отобразить как минимум 5 точек [1, с. 303]. С учетом статистического характера закономерностей поведения экономических показателей траектория полного цикла колебательной динамики будет содержать большое множество точек.

Это означает, что циклы, по продолжительности менее одного года, не могут быть измерены с помощью годовых показателей. Поэтому для выявления циклов краткосрочной продолжительности требуется привлечение показателей квартальной, месячной периодичности. Временные ряды месячных и квартальных показателей содержат в себе фактор сезонности. В связи с этим при анализе временных рядов необходимо проводить различие и выявлять компоненты сезонных и малых циклических колебаний. В процессе сезонной декомпозиции временных рядов месячной, квартальной периодичности выявляется фактор сезонности.

В результате корректировки временных рядов месячной, квартальной периодичности на фактор сезонности они приводятся к рядам показателей годовой динамики. Отличительная особенность таких рядов состоит в том, что они обладают большим числом единиц наблюдения, что создает условия для применения методов статистического исследования, позволяющих получить несмещенные и состоятельные оценки параметров статистических моделей на коротких отрезках временных рядов, *относящиеся к годовым*

признакам фактора времени. Заостряем внимание именно на этом моменте, придающим научное значение и практическую значимость исследованию как критериям его актуальности.

Информационная ценность временных рядов квартальных и тем более месячных показателей состоит в увеличении количества наблюдений на коротких отрезках годовых признаков фактора времени. Эту их особенность зачем в составе информационного актива, а возникновение фактора сезонности – в информационном негативе. В условиях современных достижений обработки временных рядов шумовой эффект сезонной колеблемости квартальных показателей легко устраним, а их уровни приводятся к годовой динамике. Тем самым на краткосрочных отрезках времени становится возможным на основе квартальных показателей временных рядов выявлять фрагменты закономерностей поведения годовых показателей. Данное обстоятельство определяет особую актуальность настоящего исследования и служит связующим звеном между циклическими переменными краткосрочной периодичности, с одной стороны, а также средне- и долгосрочной периодичности в общей цепи циклических составляющих экономической динамики, – с другой.

Периодизация циклов экономической активности по непрерывной шкале их годовой продолжительности исследована автором и представлена в литературных источниках [2, с.47–65; 3]. Она базируется на методологических принципах авторегрессионного моделирования и анализа рыночных процессов, позволяющих абсорбировать экономические эффекты мультипликации и акселерации экономической динамики. Эффект мультипликации возникает как реакция потребительского спроса на величину дохода и оценивается одноименным параметром – мультипликатором. Мультипликатор воздействует на потребительский спрос. Для отражения эффекта мультипликатора строится функция потребительских расходов в зависимости от доходов прошлых временных периодов. В динамической модели потребительского спроса наиболее тесная связь проявляется между текущими потребительскими расходами $C(t)$ и величиной валового внутреннего дохода в предыдущем периоде $Y(t-1)$. В математически выраженной спецификации эта их взаимосвязь выражена уравнением (3.1)

$$C(t) = a + b \cdot Y(t-1). \quad (3.1)$$

Функцией изменения совокупного спроса на товары и услуги является величина чистых инвестиций, которую можно описать следующей формой математического выражения:

$$I(t) = c[Y(t-1) - Y(t-2)] = c \cdot \Delta Y(t-1) \quad (3.2)$$

где $Y(t-1)$ – величина дохода в предшествующем временном периоде.

Наименьшая величина лагового запаздывания измеряется одним временным периодом. Применительно к годовым данным функция инвестиций с лагом, равным одному году, приобретает следующую форму математической записи:

$$I(t) = c \cdot \Delta Y(t-1) = c[Y(t-1) - Y(t-2)] \quad (3.3)$$

В линейной форме уравнение (3.3) с учетом свободного члена запишется:

$$I(t) = \gamma + c\Delta Y(t-1) \quad (3.4)$$

В уравнении (3.4) свободный член γ может быть проинтерпретирован как инвестиционные расходы на воспроизводство основного капитала, потребляемого в течение одного года, а $\Delta Y(t)$ – как прирост объема чистых инвестиционных вложений во временном периоде t .

Примем, что сальдо внешних операций с товарами и услугами равно нулю, что соответствует сбалансированной внешнеэкономической деятельности. На уровне внутренней экономики при сбалансированном значении экспортно-импортного сальдо спрос на потребительские $C(t)$ и инвестиционные $I(t)$ товары формируют совокупный спрос, представленный валовым внутренним продуктом $Y(t)$, равным

$$Y(t) = C(t) + I(t) \quad (3.5)$$

В результате подстановки (3.1) и (3.4) в (3.5) достигается выход на динамическое уравнение (3.6)

$$Y(t) = A + b \cdot Y(t-1) + c \cdot [Y(t-1) - Y(t-2)] = A + b \cdot Y(t-1) + c\Delta Y(t-1), \quad (3.6)$$

где $A = \alpha + \gamma$.

При равновесном условии $Y(t) = Y(t-1) = Y(t-2)$ его подстановка в (3.4) благодаря мультипликатору $1/(1-b)$ дает выход на равновесное решение (3.5)

$$Y_e = a \cdot \frac{1}{1-b}. \quad (3.5)$$

Акселератор объясняет отклонение наблюдаемого уровня от равновесного значения дохода, то есть получается путем вычитания (3.5) из (3.4) и является частным решением уравнения (3.4). Оно имеет следующий вид

$$\Delta Y_e(t) = b \cdot \Delta Y_e(t-1) + c \cdot [\Delta Y_e(t-1) - \Delta Y_e(t-2)]. \quad (3.6)$$

Уравнение (3.6) представляет собой конечно-разностное уравнение второго порядка. Его решение (аналитическое доказательство см. в источнике [2, с.102-105] приводит к образованию полинома второго порядка (3.7)

$$\lambda^2 - (b+c)\lambda + c = 0. \quad (3.7)$$

Квадратный полином (3.7) – характеристическое уравнение. Его корни являются характеристиками статистической закономерности отклонений наблюдаемых уровней дохода от его равновесного состояния. Корни квадратного уравнения (3.7) находятся согласно формуле (3.8) [4, с. 37]:

$$\lambda_{1,2} = \frac{b+c}{2} \pm \frac{1}{2} \sqrt{(b+c)^2 - 4c}. \quad (3.8)$$

Если корни (3.8) действительные числа, будет иметь место плавная динамика без колебаний. Если же полученные значения корней – комплексные числа, то это будет свидетельствовать о циклической колеблемости экономической динамики. Свойства корней кладутся в основу экономической динамики в зависимости от значений коэффициента акселерации. Такая классификация приводится в работе [2, с. 57, 106]. Виды или типы экономической динамики выводятся из комбинаций значений акселератора и мультипликатора в составе дискриминанта корней характеристического уравнения (3.7).

Дискриминант корней (3.8) удобнее представить в другой форме математической спецификации. Вынесем за скобки $(b+c)^2$. В результате получим

$$(b+c)^2 - 4c = \left[\frac{(b+c)^2}{(b+c)^2} - \frac{4 \cdot c}{(b+c)^2} \right] (b+c)^2 = \left[1 - \frac{4c}{(b+c)^2} \right] (b+c)^2 = (1-k) \cdot (b+c)^2, \quad (3.9)$$

где

$$k = \frac{4c}{(b+c)^2}. \quad (3.10)$$

Полученному выражению k придадим смысловое значение определяющего коэффициента дискриминанта корней, а формуле корней характеристического уравнения (3.8) – следующую форму ее аналитической записи:

$$\lambda_{1,2} = \frac{b+c}{2} \pm \frac{b+c}{2} \sqrt{-(k-1)}. \quad (3.11)$$

В ней значение определяющего коэффициента дискриминанта корней k представлено положительным числом. В целом, однако, значение дискриминанта не изменяется, так как знак *минус* вынесен за скобку. Обратим внимание, что при значении $k < 1$ дискриминант корней приобретает положительное значение, вследствие чего оба корня выражены действительными числами. Их значения воспринимаются как критерии плавной динамики экономического развития без колебаний. При $k > 1$ дискриминант корней приобретает отрицательное значение, вследствие чего

корни характеристического уравнения выражены комплексными числами как признаками неустойчивой колебательной динамики с присущими им поворотными точками от одной фазы к ее альтернативной динамике. Доказательно это положение рассматривается в работе [2, с.108].

Из выражения определяющего коэффициента дискриминанта (3.10) находим $(b+c)^2$:

$$(b+c)^2 = \frac{4c}{k} \quad (3.12)$$

$$\text{Тогда:} \quad b+c = \sqrt{\frac{4c}{k}} \quad (3.13)$$

Откуда получаем уравнение взаимосвязи мультипликатора b и акселератора c , опосредованной коэффициентом k , а именно:

$$b = -c + \sqrt{4c:k} \quad (3.14)$$

Оно характеризует семейство гиперболических комбинаций значений коэффициентов мультипликации и акселерации в зависимости от значений коэффициента k . При $k=1$ уравнение (3.14) преобразуется в (3.15)

$$b = -c + \sqrt{4c} = -c + 2\sqrt{c} \quad (3.15)$$

Далее при других значениях k соответственно будем иметь:

$$\text{при } k=2 \quad b = -c + \sqrt{2c} \quad (3.16)$$

$$\text{при } k=3 \quad b = -c + \sqrt{c:3} \quad (3.17)$$

$$\text{при } k=4 \quad b = -c + \sqrt{c} \quad (3.18)$$

Формулы (3.15)–(3.18) – частные случаи уравнения (3.14). На базе общего уравнения (3.14) могут быть построены гиперболические зависимости и для дробных промежуточных значений k .

Так, при $k=1,333$ получим:

$$b = -c + \sqrt{3c} \quad (3.19)$$

При $k=1$ будем иметь разделительную линию, отделяющую стабильное динамическое развитие от циклической динамики. Семейство наиболее типичных гиперболических комбинаций мультипликатора и акселератора представлено графически на рисунке А.1 приложения А. Как показано ранее, при $k>1$ дискриминант корней характеристического уравнения приобретает отрицательное значение, а его корни становятся комплексными. Корни λ_1 , λ_2 характеристического уравнения (3.7) определяют динамические свойства модели авторегрессии валового внутреннего продукта, а их дискриминант лежит в основе классификации циклов экономической активности по их продолжительности.

Обозначим вещественную часть комплексных корней через m , а мнимую часть через ni , где m и n равны следующим выражениям:

$$m = \frac{1}{2}(b+c); ni = \frac{1}{2}(b+c)\sqrt{-(k-1)}; n = \frac{1}{2}(b+c)\sqrt{-(k-1)}; i = \sqrt{-1}. \quad (3.20)$$

Тогда формула комплексных корней приобретет следующий вид:

$$\lambda_{1,2} = m + ni \quad (3.21)$$

где: λ_1 – большее, а λ_2 – меньшее значения комплексных корней.

В соответствии с (3.11) поведение дискриминанта определяется исключительно значением коэффициента k . Это положение распространяется как на действительные, так и на комплексные значения корней. В рамках этого положения выражение $\sqrt{k-1}$ мнимой части комплексных корней приобретает смысловое содержание определяющего множителя или коэффициента. В связи с этим определяющим его значением он заслуживает более углубленного анализа. С этой целью умножим и одновременно разделим $\sqrt{k-1}$ на постоянную величину $\frac{1}{2}(b+c)$. Тогда получим:

$$\sqrt{k-1} = \frac{\frac{1}{2}(b+c)\sqrt{k-1}}{\frac{1}{2}(b+c)} \quad (3.22)$$

В соответствии с формулой (3.8) $\frac{1}{2}(b+c) = m$, т.е. является вещественной частью комплексных корней, а $\frac{1}{2}(b+c)\sqrt{k-1} = n$ – вещественным числом мнимой части комплексных корней. Имея это в виду, в соответствии с (3.21) получим:

$$\sqrt{k-1} = \frac{n}{m} = \operatorname{tg} \alpha, \quad (3.23)$$

где m – абсцисса, а n – ордината корней в полярной системе координат. Тем самым определяющим вещественным множителем дискриминанта комплексных корней выступает тангенс угла α между абсциссой полярной системы координат и радиусом вращения r . При этом радиус вращения корней в полярной системе координат как параметр циклообразования равен

$$r = \sqrt{m^2 + n^2} \quad (3.24)$$

Графическое представление вращения вещественных компонентов комплексных корней в полярной системе координат приводится в приложении А, рисунок А.2.

С целью освобождения от радикала левую и правую часть формулы (3.22) возведем в квадрат. В результате придем к выражению $k-1 = \operatorname{tg}^2 \alpha$.

Откуда:

$$k = tg^2 \alpha + 1 \quad (3.25)$$

Тангенс угла изменяется в пределах от нуля до бесконечности. В связи с этим коэффициент k принимает значения, лежащие в интервале между 0 и ∞ . В условиях, когда значения коэффициента k лежат в интервале между нулем и единицей, т.е. $0 < k \leq 1$, дискриминант $(b+c)^2 - 4c = -(k-1)$ корней характеристического уравнения (3.7) является положительной величиной. Она свидетельствует об отсутствии колебательного движения дохода. При $1 < k \leq \infty$ определяющий множитель $\sqrt{-(k-1)}$, а вместе с ним и сам дискриминант приобретает отрицательное значение. Как следствие этого корни (3.11) характеристического уравнения (3.7) являются комплексными, что является следствием колебательного движения дохода.

Значения коэффициента k , заключенные в интервале $1 < k \leq \infty$, лежат в основе периодизации экономических циклов по их продолжительности. С этой целью, пользуясь формулой (3.23), можем найти тангенс угла α , не зная величины самого угла. Зная значение $tg \alpha$, затем по таблицам радианной меры находим значение самого угла α как функцию $arctg \alpha$, т.е.

$$\alpha = arctg \alpha \quad (3.26)$$

Для оценки длины колебательного периода, т.е. цикла, затем используем формулу

$$\ell = \frac{360^\circ}{\alpha} \quad (3.27)$$

В таблице А.1 приложения А (графа 1) приведены наиболее типичные значения определяющего коэффициента дискриминанта комплексных корней, лежащие в интервале от 1 до ∞ . Они округленно соответствуют целым значениям угла вращения корней в полярной системе координат (графа 3). Как видно из данных этой графы, значения $arctg \alpha$ изменяются от 0 до 90° , а возможная длина колебательных периодов (графа 4) – от 4 временных единиц до бесконечности. Тем самым, минимальная длина колебательного периода выражается четырьмя временными единицами. Если за единицу времени принять год, то логичным будет считать, что минимальное значение колебательной волны среднесрочных циклов в годовых единицах измерения признака времени определяется четырьмя годами. Как вытекает из данных графы 4 таблицы А.1 приложения А, диапазон возможной продолжительности циклов экономической активности характеризуется обширной шкалой: от четырех временных единиц (лет) с последовательным наращиванием до вековых волн Н.Д. Кондратьева и далее – до бесконечности.

В таблице А.2 приложения А представлены показатели объема валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2000–2016 гг. в

постоянных ценах 2000 г. Точечная диаграмма, представленная на рисунке А.3, подсказывает исследователю направление и предположительную форму аналитической спецификации экономической динамики. Выдвигаем гипотезу, что траектория движения физического объема ВВП достаточно близко аппроксимируется полиномиальной зависимостью 3-го порядка. Выдвинутая гипотеза проверена на фактических материалах Республики Беларусь [12]. Оценка уровней полиномиального тренда 3-го порядка выполнена в таблице А.3. Аналитическая спецификация его параметров приводится ниже:

$$Y(t) = 8946,115 - 49,911t + 171,693t^2 - 7,872t^3 + u(t) \dots\dots\dots(3.28)$$

t-критерий: 2 9,074 -0,347 9,386 -11,762

Обращаем внимание на отрицательный знак коэффициента регрессии при факторе времени t , а также на его оценку по t-критерию Стьюдента. Она не значима. Эти признаки дают нам основание заключить о неустойчивом скоростном режиме движения ВВП. Спад годовых приростовых значений все же замедляется, что подтверждается положительным значением коэффициента при t^2 как параметра замедленного ускорения. На замедленное действие эффекта ускорения указывает отрицательное значение коэффициента при t^3 .

В противоположность уравнению (3.28) все параметры полиномиального тренда 2-го порядка оказались статистически значимы, что подтверждается уравнением (3.29) с его оценками по t-критерию, а именно:

$$Y(t) = 6253,816 + 1524,533t - 40,857t^2 + u(t). \quad (3.29)$$

t-критерий: 9,250 8,817 - 4,376

По исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка валового внутреннего продукта, приведенным в графе 3 таблицы А.3, разработано уравнение авторегрессии 2-го порядка. Его аналитическая спецификация с оценками статистической значимости параметров и тесноты связи приводится ниже

$$Y(t) = 618,831 + 0,952Y(t-1) + 1,0875\Delta Y(t-1) + u(t) \quad (3.30)$$

t-критерий: 16,723 495,942 -68,851
R=0,9997 F(2, 12)=1312E2 DW=0,522

или

$$Y(t) = 618,831 + 2,0395Y(t-1) - 1,0875Y(t-2) + u(t) \quad (3.30a)$$

Результаты аналитической разработки модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2000–2016 гг., представлены в таблице А.5 приложения А.

Уравнение (3.30a) является модифицированным представлением уравнения (3.30). Учитывая, что $\Delta Y(t-1) = Y(t-1) - Y(t-2)$, посредством перегруппировки и последующего приведения подобных членов уравнение

(3.30) преобразовано в (3.30а) при условии, что $0,952Y(t-1)+1,0875Y(t-1)=2,0395Y(t-1)$. Все параметры уравнения (3.30) и уравнение в целом – статистически значимы.

Обратим внимание на содержательную специфику критерия Дарбина-Уотсона в исследовании циклообразующих процессов. Он используется как аналитический инструмент идентификации параметров модели авторегрессии, что будет выполнено ниже.

Аналитическая ценность уравнения авторегрессии (3.30а) заключается в том, что его параметры: мультипликатор b и акселератор c , являются инструментами оценки периодов возможной продолжительности циклов экономической активности. Воспользуемся с этой целью формулой (3.10) определяющего коэффициента дискриминанта корней (3.11) характеристического уравнения (3.7). При вышеназванных значениях мультипликатора $b=0,952$ и акселератора $c=1,0875$ определяющий коэффициент дискриминанта корней характеристического уравнения составит:

$$k = \frac{4c}{(b+c)^2} = \frac{4 \cdot 1,0875}{(0,952+1,0875)^2} = \frac{4,350}{4,160} = 1,046.$$

Определяющий коэффициент дискриминанта корней, с помощью которого определены координаты вращения корней характеристического уравнения (3.7) в полярной системе координат и по которым с помощью таблицы А.1 приложения А находится длина колебательного периода. Вслед за определяющим коэффициентом дискриминанта к этим координатам относятся: радиус вращения корней в полярной системе координат, тангенс угла и угол вращения комплексных корней по траектории дуги вращения в градусах, как это продемонстрировано в графах 1 – 3 таблицы А.1. Полученное значение определяющего коэффициента дискриминанта при $k=1,046$, как это видно из таблицы А.1, указывает на длину колебательного периода в годах, приближенную к 30 годам (строка 7 графы 4 таблицы А.1). Для слабо подготовленного читателя восприятие методологии вращения параметров циклообразующих процессов в полярной системе координат может оказаться трудно доступным. В этой связи смоделируем выход на тот же результат в реальных единицах фактора времени. В таблице А.6 приложения А получены теоретические значения траектории полиномиального тренда 2-го порядка в оценке по исходным данным авторегрессии валового внутреннего продукта Республики Беларусь (графа 2) за 2000–2016 гг., в постоянных ценах 2000 г., млрд. руб. Аналитическое выравнивание исходных данных выполнено по уравнению полиномиального тренда 2-го порядка (3.31)

$$Y(t) = 7533,155 + 1793,247t - 64,579t^2 + u(t) \quad (3.31)$$

t-критерий: 16,333 13,519 -8,011

Как видно, все параметры уравнения (3.31) статистически значимы и в высокой степени аппроксимированы к оценкам авторегрессии. Используем уравнение (3.31) для оценки продолжительности циклической составляющей длительной периодичности. С этой целью обозначения начала отсчета придадим фактору времени единичное значение. При $t=1$ оценка объема валового внутреннего продукта составит:

$$Y(t=1) = 7533,155 + 1793,247 \times 1 - 64,579 \times 1 = 9261,823 \text{ млрд.руб.}$$

Перенесем полученный результат на левую сторону с последующим приравнением уравнения к нулю, а именно:

$$(7533,155 - 9261,823) + 1793,247t - 64,579t^2 = 0;$$

Или запишем иначе:

$$-1728,668 + 1793,247t - 64,579t^2 = 0.$$

Решаем составленное квадратное уравнение относительно неизвестной переменной фактора времени t :

$$\begin{aligned} t_{1,2} &= \frac{-1793,247 \pm \sqrt{1793,247^2 - 4 \times 64,579 \times 1728,668}}{-2 \times 64,579} = \frac{-1793,247 \pm \sqrt{3215734,803 - 446542,603}}{-129,158} = \\ &= \frac{-1793,247 \pm \sqrt{3215734,803 - 446542,603}}{-129,158} = \frac{-1793,247 \pm 1664,089}{-129,158}. \end{aligned}$$

Искомые корни t_1 и t_2 составят:

$$t_1 = \frac{-1793,247 + 1664,089}{-129,158} = \frac{-129,158}{-129,158} = 1_{\text{год}} \text{ (начальный отсчет фактора времени);}$$

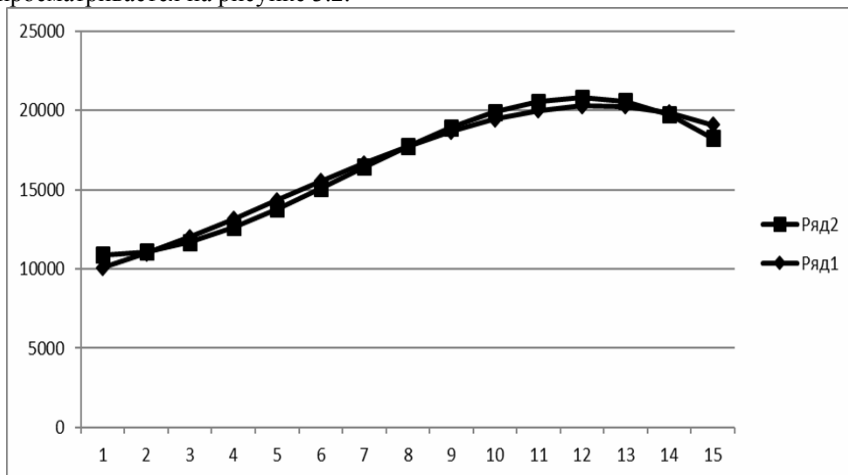
$$t_2 = \frac{-1793,247 - 1664,089}{-129,158} = \frac{-3457,336}{-129,158} \approx 27 \text{ лет.}$$

Тем самым результаты оценок длины колебательной волны траектории движения объема ВВП Республики Беларусь по исходным данным за 2000–2016 гг. с применением различных методологических подходов практически совпали. Более полное совмещение аналитических результатов в оценке по двум методологическим подходам может быть получено за счет однозначной идентификации параметров разрабатываемых моделей.

Движение физического объема валового внутреннего продукта по траектории полиномиального тренда 3-порядка содержит в себе две циклические компоненты: долговременную колебательную волну и циклическую составляющую более краткой периодичности. Отражением первой составляющей является траектория, описанная уравнением авторегрессии 2-го порядка, в то время как вторая – наложением на нее колебательной волны меньшей периодичности. В графическом представлении сочетание в динамике двух циклических составляющих может быть отображено с привлечением оцененных уровней полиномиального

тренда 3-го порядка (графа 2 таблицы А.5) и тенденции уровней авторегрессии 2-го порядка, показанных в графе 6 таблицы А.5.

Составляющие циклов среднесрочной периодичности показаны на рисунке 3.1. Траектория долговременного цикла на рисунке 3.1 представлена рядом 1. Завершение полного цикла моделируется продолжением синей линии, обозначенной на рисунке как ряд 1, до 30-ти годовой отметки. Циклы среднесрочной периодичности просматриваются со второго по восьмой год и с восьмого по четырнадцатый. С особой четкостью эта закономерность просматривается на рисунке 3.2.



По горизонтальной оси – признак времени, представленный порядковым числом лет. Цифра 1 относится к 2002 г. Разбежка между линиями – составляющие циклов среднесрочной периодичности

Рисунок 3.1–Совместное проявление движения ВВП по траектории авторегрессии (ряд 1) и траектории полиномиального тренда 3-го порядка (ряд 2) объема ВВП Республики Беларусь за 2002–2016 гг., в постоянных ценах 2000 г., млрд. руб.

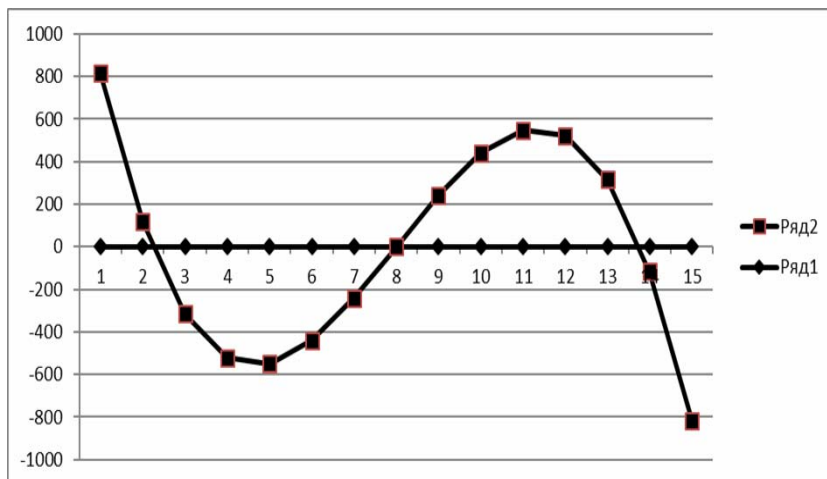
Источник: собственная разработка по данным таблицы А.5, графа 2 и 6.

Важнейшим направлением совершенствования методологии диагностики составляющих циклообразования, как видится автору, является разработка методов однозначной идентификации параметров используемых моделей. Методологический прием, который нашел применение в разработке модели авторегрессии 2-го порядка в настоящем исследовании, способствует этому. Его методологическая особенность состоит в использовании в качестве исходных данных уровней полиномиального тренда 3-го порядка валового внутреннего продукта.

Уравнение полиномиального тренда 3-го порядка, как оказалось, в высшей степени аппроксимируется к наблюдаемым значениям траектории

развития валового внутреннего продукта. Посредством аналитического выравнивания динамика валового внутреннего продукта избавилась от случайных шумовых эффектов экономической динамики, в результате чего созданы благоприятные условия для однозначной идентификации параметров модели авторегрессии 2-го порядка.

В качестве критерия благоприятности выступает тот факт, что уравнение авторегрессии 3-го порядка однозначно аппроксимируется к временному ряду оцененных уровней полиномиального тренда 3-го порядка.



По горизонтальной оси - признак времени в годах. Цифра 1 относится к 2002 г.

Рисунок 3.2–Циклические составляющие среднесрочной периодичности объема ВВП Республики Беларусь за 2000–2016 гг., в постоянных ценах 2000 г. млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы А.5, графа 7.

Убедимся в этом посредством разработки уравнения авторегрессии 3-го порядка по данным таблицы А.4. Компьютерная оценка его параметров представлена на рисунке А.4. Полученное при этом уравнение авторегрессии 3-го порядка валового внутреннего продукта Республики Беларусь приводится ниже

$$Y(t) = -47,0019 + 1,000Y(t-1) + 1,9997\Delta Y(t-1) - 1,000\Delta Y(t-2). \quad (3.32)$$

t-критерий: -21,190 6075,661 613,723 -274,974

$R=1,000$ $R^2 = 100\%$ $F(3, 10)=7840E5$

В результате перегруппировки приростовых объясняющих переменных уравнение (3.32) развертывается в две свои разновидности, представленные в

формате авторегрессионных членов с теми же оценками статистической значимости:

$$\hat{Y}(t) = -47,0019 + (1,000 + 2,000)Y(t-1) - 2,000Y(t-2) - 1,000[Y(t-2) - Y(t-3)]; \quad (3.33)$$

$$\hat{Y}(t) = -47,0019 + (1,000 + 2,000)Y(t-1) - (2,000 + 1,000)Y(t-2) + 1,000Y(t-3). \quad (3.34)$$

В уравнениях (3.33) и (3.34) значения коэффициентов при лаговой переменной второго порядка округлены до их эффективных уровней. Тем самым параметры уравнений (3.32)–(3.34) целочисленно выражаются и для заданного уровня авторегрессии (кроме свободного члена) всегда идентифицируются этими их значениями.

Уравнение (3.32) и его модифицированные варианты (3.33) и (3.34) не содержат остатков. Точнее, остатки настолько незначительны, что компьютерная программа оценивает тесноту связи коэффициентом детерминации, равным 100 процентам. В этом нетрудно убедиться по данным таблицы А.4, графы 8 и 9. С округлением до первого десятичного знака оцененные уровни авторегрессии ВВП совмещаются со значениями полиномиального тренда 3-го порядка. Эта их замечательная особенность используется далее для идентификации параметров модели авторегрессии 2-го порядка с оценками параметров и тесноты связи.

В продолжение исследования выполним оценку параметров уравнения авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка. Она приводится в таблице А.5 приложения А, а аналитическая спецификация модели авторегрессии представлена уравнением (3.35), включая оценки его статистической значимости:

$$Y(t) = 618,831 + 0,952Y(t-1) + 1,0875\Delta Y(t-2) + u(t) \quad (3.35)$$

t-критерий: 16,723 495,942 -68,851
R=0,9997 F(2, 12)=1312E2 DW=0,522

Аналитическая спецификация может быть представлена иначе, равнозначным уравнением авторегрессии (3.35а) с теми же оценками значимости и тесноты связи:

$$Y(t) = 618,831 + 2,0395Y(t-1) - 1,0875Y(t-2) + u(t). \quad (3.35a)$$

Формулируется задача, осуществить поиск идентификационного уравнения авторегрессии 2-го порядка. В процессе ее решения перепишем уравнение (3.35а) в общем виде как уравнение (3.36)

$$Y(t) = A + (b+c)Y(t-1) - cY(t-2) + u(t) \quad (3.36)$$

К уравнению (3.36) присовокупим уравнение автокорреляционной функции (3.37)

$$u(t) = \rho \cdot u(t-1) + \xi(t). \quad (3.37)$$

Примем во внимание, что автокорреляционная функция – уравнение регрессии, описывающее взаимосвязь последующего значения остаточного члена и предыдущего. Будучи записанным в стандартизованном виде, коэффициент регрессии уравнения (3.37) при объясняющей лаговой переменной $u(t-1)$ выполняет функцию коэффициента корреляции. Посредством достижения статистически значимой связи между объясняющей и резульативной переменными моделируется новое, статистически независимое значение остаточного члена $\xi(t)$, распределенное по нормальному закону.

В уравнении (3.36) его остаточный член посредством коэффициента автокорреляции взаимодействует с параметрами объясняющих переменных-регрессоров. Исследователь вправе его преобразовать посредством подстановки в него автокорреляционной функции. В результате уравнение авторегрессии 2-го порядка (3.36) с учетом автокорреляционной функции приводится к виду, обладающему статистически независимыми остатками $\xi(t)$:

$$Y(t) = A + (b + c)Y(t-1) - cY(t-2) + \rho \cdot u(t-1) + \xi(t). \quad (3.38)$$

По образу и подобию исходного уравнения (3.36) может быть построено уравнение авторегрессии, объясняющее резульативную переменную применительно к временному периоду $t-1$, то есть:

$$Y(t-1) = A + (b + c)Y(t-2) - cY(t-3) + u(t-1) \quad (3.39)$$

Из уравнения (3.39) находим значение его остаточного члена, равное:

$$u(t-1) = Y(t-1) - A - (b + c)Y(t-2) + cY(t-3), \quad (3.40)$$

После его подстановки в уравнение (3.38) выходим на искомую аналитическую спецификацию уравнения идентификации параметров:

$$Y(t) = (A - \rho A) + (b + c + \rho)Y(t-1) - [c + \rho(b + c)]Y(t-2) + \rho cY(t-3) + \xi(t). \quad (3.41)$$

Как видно, уравнение (3.41) – уравнение авторегрессии 3-го порядка, обладающее независимым остаточным членом $\xi(t)$. В нем коэффициенты регрессии при лаговых объясняющих переменных представлены сочетанием мультипликатора b , акселератора c и коэффициента автокорреляции ρ .

Исследование стартовало с разработки уравнения авторегрессии 3-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка валового внутреннего продукта. Оно представлено уравнением (3.34). Количественные оценки его параметров однозначно идентифицированы. Уравнение (3.41) является уравнением идентификации параметров модели авторегрессии 2-го порядка. В нем значения параметров при лаговых переменных аналитически идентифицированы. При попарном сопоставлении уравнений (3.34) и (3.41) выясняем, что коэффициент регрессии при лаговой

переменной $Y(t-1)$ однозначно идентифицирован. Обнаруживаем, что сумма его параметров равна постоянному числу, а именно:

$$b + c + \rho = 3,0. \quad (3.42)$$

С тем же аналитическим подходом убеждаемся также в однозначной идентификации параметров при лаговых переменных второго и третьего порядков, что дает нам основание записать:

$$- [c + \rho(b + c)] = -3,0, \quad (3.43)$$

а также:

$$\rho c = 1,0. \quad (3.44)$$

Далее, посредством использования уравнений интегральных идентификаторов (3.42)–(3.44) переходим к индивидуальной идентификации каждого параметра уравнения авторегрессии (3.35) в отдельности. По модели авторегрессии (3.35) получены количественные значения параметров: $b = 0,952$; $c = 1,0875$; $\rho = 0,739$. При этом значение коэффициента автокорреляции приближенно выведено аналитически из оценки критерия Дарбина-Уотсона, равного 0,522 [5, с. 276, 282]. Сумма их количественных значений, как того требует уравнение идентификации (3.42), в точности не выходит на оценку трех единиц, хотя и приближается к трем, так как $0,952 + 1,0875 + 0,739 = 2,779$. В свою очередь, обнаруживаем, что произведение коэффициента автокорреляции ρ на коэффициент акселерации c меньше единичного значения. То есть, в соответствии с полученными оценками параметров модели (3.35) полная идентификация не достигается. Для поиска полной идентификации необходимо найти более точную оценку коэффициента автокорреляции. Более точные оценки коэффициента автокорреляции могут быть получены с помощью разработки авторреляционной функции (3.37) или по методу Дарбина.

Разработка автокорреляционной функции выполнена в соответствии с формулой (3.37) по исходным данным графы 7 таблицы А.5. По результатам компьютерных расчетов получена следующая аналитическая спецификация ее параметров

$$u(t) = -5,487 + 0,658 u(t-1). \quad (3.45)$$

t-критерий: $\begin{matrix} -1,285 & 3,327 \end{matrix}$

Коэффициент регрессии при остаточном члене $u(t-1)$, равный 0,658, статистически значим и содержательно наполняется смысловым значением коэффициента автокорреляции.

По методу Дарбина оценка коэффициента автокорреляции может быть получена посредством включения в модель авторегрессии значений остаточного члена в предыдущем временном периоде. При таком подходе к разработке моделей авторегрессии оцененное значение при остаточном члене $u(t-1)$ интерпретируется как коэффициент автокорреляции [6, с.313]. Модель авторегрессии 2-го порядка ВВП по методологии Дарбина разработана по данным граф 2, 3, 5 и 7 таблицы А.5. Результаты

компьютерных расчетов представлены уравнением (3.46), включая оценки его статистической значимости и тесноты связи:

$$Y(t) = 521,843 + 0,956Y(t-1) + 1,125\Delta Y(t-1) + 0,919u(t-1) + \xi(t) \quad (3.46)$$

t-критерий: 1179,11 44287,32 6411,29 275,07
R=0,999 F(3,10)=7845E5 DW=-3,658

Все параметры уравнения авторегрессии (3.46) и уравнение в целом статистически значимы. Скорректированное значение множественного коэффициента корреляции близко к единице, полученная оценка коэффициента Дарбина-Уотсона указывает на отсутствие автокорреляции в остатках. Проверяем полученные значения параметров на соответствие критериям идентификации и находим, что их сумма, т.е.

$$\begin{aligned} b + c + \rho &= 3,0; \\ -[c + \rho(b + c)] &= -[1,125 + 0,919(0,956 + 1,125)] = -3,0; \\ \rho \cdot c &= 0,919 \times 1,125 \approx 1,0. \end{aligned}$$

Тем самым заключаем, что все параметры уравнения (3.46) и модель авторегрессии 2-го порядка объема ВВП в целом однозначно идентифицированы. При усовершенствованных оценках параметров модели проводим уточненный расчет длины циклообразующей волны с использованием расчетной формулы определяющего коэффициента дискриминанта k :

$$k = \frac{4c}{(b+c)^2} = \frac{4 \cdot 1,125}{(0,956 + 1,125)^2} = \frac{4,500}{4,331} = 1,039.$$

С полученной оценкой определяющего коэффициента дискриминанта корней характеристического уравнения обращаемся к таблице А.1 периодизации возможной продолжительности циклов экономической активности. Ближайшее табличное значение к найденной оценке $k=1,039$ является 1,045, при которой длина продолжительности цикла составляет 30 лет. С экстраполяцией на расхождение оценок на 0,006 пунктов можно заключить, что длина циклической составляющей будет несколько превышать тридцатилетнюю отметку.

Для получения более точного результата необходимо по значению определяющего коэффициента дискриминанты найти угол вращения корней в полярной системе координат в соответствии с алгоритмами 3.23–3.26, а затем по формуле (3.7) определить фактическую длину циклообразующей составляющей. В соответствии с формулой (3.23) тангенс угла α вращения корней равен $\sqrt{1,039-1} = 0,1975$. Угол вращения находим по таблице радианной меры. Угол вращения корней при $\operatorname{tg} \alpha = 0,1975$ составляет $11^{\circ}18'$ или $11,3^{\circ}$, что в соответствии с формулой (3.7) соответствует 32 годам.

3.1.2 Составляющие циклической декомпозиции динамики квартальных показателей

Временные ряды месячных и квартальных показателей содержат в себе фактор сезонности. В связи с этим при анализе временных рядов необходимо проводить различие и выявлять компоненты сезонных и малых циклических колебаний. В процессе сезонной декомпозиции временных рядов месячной, квартальной периодичности выявляется фактор сезонности. В результате корректировки временных рядов месячной, квартальной периодичности на фактор сезонности они приводятся к рядам показателей годовой динамики. Отличительная особенность таких рядов состоит в том, что они обладают большим числом единиц наблюдения, что создает условия для применения методов статистического исследования, позволяющих получить несмещенные и состоятельные оценки параметров статистических моделей на коротких отрезках временных рядов в оценке по годовым единицам фактора времени, чем и определяется актуальность настоящего исследования. В информационных источниках [7 и 8] содержатся данные Национального статистического комитета о двух массивах квартальных показателей валового внутреннего продукта Республики Беларусь (таблицы 3.1 и 3.2).

Таблица 3.1 – Квартальные показатели объема ВВП Республики Беларусь за 2009–2012 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год	Квартал			
	I	II	III	IV
2009	30489,4	33302,6	39020,9	39020,9
2010	31785,8	36373,4	41761,1	38161,0
2011	35139,7	40442,0	42451,3	38257,5
2012	36304,7	41514,8	43115,6	43115,6

Примечание – Сформировано на основе данных источника [8, с. 184–186].

Первый массив представлен квартальными показателями за 2009–2012 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., в то время как второй массив – квартальные показатели ВВП за 2014–2016 гг. в среднегодовых ценах 2014 г. В дальнейшем исследовании используются эти два массива данных.

Таблица 3.2 – Квартальные показатели объема ВВП Республики Беларусь за 2014–2016 гг. в среднегодовых ценах 2014 г., млрд. руб.

Год	Квартал			
	I	II	III	IV
2014	199694,5	201347,197	202681,9	201836,1
2015	195606,9	192596,126	194069,6	192791,8
2016	188665,9	189983,69	187375,8	189419,4

Примечание – Сформировано на основе данных источника [7].

В настоящем исследовании ставятся и решаются следующие задачи:

- 1) выполнить пересчет показателей второго массива данных (таблица 2) в среднегодовые цены 2009 г.;
- 2) сомкнуть его с первым массивом, образовав временной ряд квартальных показателей объема ВВП за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г.;
- 3) выявить и оценить значения фактора сезонности;
- 4) выполнить корректировку исходных уровней квартальных показателей ВВП за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г. посредством устранения влияния фактора сезонности;
- 5) выявить тренд-циклическую и иррегулярную (случайную) составляющие объема ВВП.

Пересчет показателей второго массива данных квартальных показателей валового внутреннего продукта за 2014–2016 гг. в среднегодовые цены 2009 г. выполнен с применением метода дефлирования в соответствии с расчетным значением индекса-дефлятора ВВП, полученным в таблице 3.3. Как видно из данных строки 2 за 2014 г. в 2014 г. по сравнению с 2009 г. его значение составило 475,1 %.

Таблица 3.3 – Индексы-дефляторы валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2009–2014 гг.

Годы	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Индексы-дефляторы ВВП в процентах к предыдущему году	–	111,1	170,8	175,2	121,3	118,1
Индексы-дефляторы ВВП в процентах к 2009 г.	100	111,1	189,8	332,5	402,3	475,1

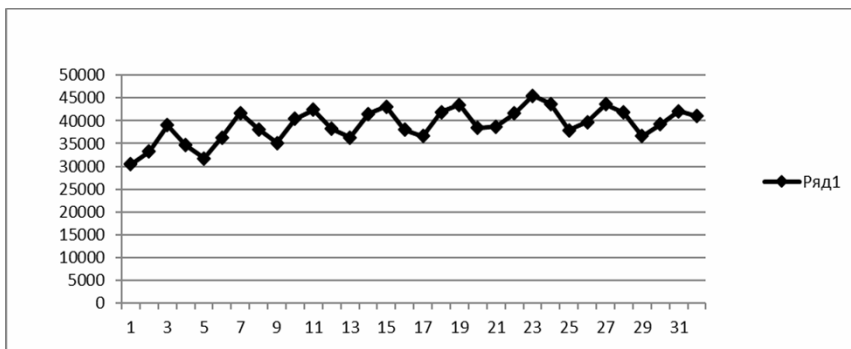
Источник: собственная разработка на основе данных [9, с. 223].

По результатам дефлирования временной ряд квартальных показателей ВВП за 2014–2016 гг. в оценке по среднегодовым ценам 2009 г. сомкнут с временным рядом за 2009–2012 г. При этом недостающие промежуточные показатели за 2013 г. получены по методу экстраполяции.

По результатам расчетов весь временной ряд квартальных показателей за восьмилетний период помещен в графу 1 таблицы 3.4. Как видно, он представлен 32 уровнями квартальных показателей, что имеет значение для последующего статистического анализа. Квартальные показатели графы 1 использованы далее для факторной декомпозиции по компонентам экономической динамики. При незначительных различиях в характеристике типа временного ряда все же отдано предпочтение мультипликативной модели сезонной декомпозиции по причине заметной тенденции

колебательного процесса [5, с. 245–247], которая обнаруживается при анализе рисунка 3.3.

Сезонная декомпозиция квартальных показателей валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2009–2016 гг., как она представлена по данным таблицы 3.4, выполнена в среде *ППП STATISTICA 12*. По исходным данным графы 1 разработаны центрированные скользящие средние с применением пятилетних скользящих интервалов.



По горизонтали обозначены кварталы

Рисунок 3.3 – Динамика колебательного процесса квартальных показателей ВВП Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник : собственная разработка по данным графы 1 таблицы 3.4.

Далее по данным графам за каждый отдельный квартал выполнена оценка значений фактора сезонности. Компьютерной программой расчет значений фактора сезонности осуществлен по формуле средней арифметической из уровней показателя по каждому кварталу в отдельности за весь временной период.

Результаты оценки фактора сезонности помещены в графу 4. По временным рядам мультипликативного типа значения фактора сезонности исчислены в двух форматах: в процентах и в аддитивной форме. В программе *STATISTICA* мультипликативная составляющая оценивается в автоматическом режиме.

Аддитивная составляющая фактора сезонности по мультипликативному ряду представлена разностью между наблюдаемыми и скорректированными уровнями. Потребность в разработке аддитивной составляющей по мультипликативным рядам определена необходимостью приведения факторов сезонности в оценке по двум их типам к сопоставимой, стандартизированной форме как факторным переменным регрессионной модели сезонной цикличности валового внутреннего продукта в зависимости от сезонных составляющих валовой добавленной стоимости основных видов экономической деятельности.

Таблица 3.4– Сезонная декомпозиция квартальных показателей объема ВВП Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/ квартал	Наблюдаемые значения квартальных показателей ВВП	Центрирован- ная скользящая средняя	Соотношение наблюдаемых и центрированных значений	Формат представления фактора сезонности		Скорректи- рованные на фактор сезонности уровни	Тренд- циклическая компонента	Иррегулярная (случайная) составляющая
				4 мультипли- кативная форма, в процентах	5 аддитивная форма, млрд р. (тр.1-тр.6)			
A	I	2	3	4	5	6	7	8
2009 1 кв	30489,4	—	—	91,2467	-2924,84	33414,24	33787,60	0,988950
2 кв	33302,6	—	—	101,1403	375,46	32927,14	34073,21	0,966364
3 кв	39020,9	34522,60	113,0300	108,7592	3142,64	35878,26	34644,44	1,035614
4 кв	34629,3	35068,50	98,7476	98,8538	-401,52	35030,82	35045,49	0,999581
2010 1 кв	31785,8	35794,88	88,7999	91,2467	-3049,2	34835,00	35641,03	0,977385
2 кв	36373,4	36578,86	99,4383	101,1403	410,08	35963,32	36443,31	0,986829
3 кв	41761,1	37439,56	111,5427	108,7592	3363,33	38397,77	37519,17	1,023417
4 кв	38161,0	38367,38	99,4621	98,8538	-442,47	38603,47	38397,40	1,005367
2011 1 кв	35139,7	38962,23	90,1892	91,2467	-3370,94	38510,64	38904,57	0,989874
2 кв	40442,0	39060,56	103,5367	101,1403	455,95	39986,05	39149,86	1,021359
3 кв	42451,3	39218,25	108,2437	108,7592	3418,91	39032,39	39196,61	0,995810
4 кв	38257,5	39497,98	96,8594	98,8538	-443,59	38701,09	39419,51	0,981775
2012 1 кв	36304,7	39715,11	91,4128	91,2467	-3482,69	39787,39	39725,94	1,001547
2 кв	41514,8	39773,64	104,3777	101,1403	468,05	41046,75	39911,69	1,028439
3 кв	43115,6	39794,50	108,3456	108,7592	3472,41	39643,19	39777,90	0,996613
4 кв	38061,4	39891,76	95,4117	98,8538	-441,31	38502,71	39740,99	0,968841
2013 1 кв	36667,7	39997,55	91,6749	91,2467	-3517,52	40185,22	40017,59	1,004189
2 кв	41929,9	40099,03	104,5659	101,1403	472,73	41457,17	40245,75	1,030101
3 кв	43546,8	40407,34	107,7695	108,7592	3507,14	40039,66	40385,02	0,991448
4 кв	38442,0	40623,68	94,6295	98,8538	-445,73	38887,73	40472,01	0,960855

Окончание таблицы 3.4

А	1	2	3	4	5	6	7	8
2014	1 кв	38753,6	40825,83	94,9242	91,2467	-3717,62	42471,22	41032,66
	2 кв	41574,7	41736,80	99,6116	101,1403	468,72	41105,98	41679,92
	3 кв	45519,2	42302,08	107,6051	108,7592	3665,99	41853,21	42263,80
	4 кв	43757,4	41977,06	104,2412	98,8538	-507,36	44264,76	42236,66
2015	1 кв	37960,4	41509,43	91,4501	91,2467	-3641,53	41601,93	41544,69
	2 кв	39767,8	41022,55	96,9413	101,1403	448,35	39319,45	40873,08
	3 кв	43585,0	40609,06	107,3283	108,7592	3510,22	40074,78	40572,58
	4 кв	41796,6	40373,25	103,5255	98,8538	-484,62	42281,22	40594,45
2016	1 кв	36613,3	40117,91	91,2642	91,2467	-3512,3	40125,60	40142,09
	2 кв	39228,4	39838,61	98,4683	101,1403	442,27	38786,13	39757,51
	3 кв	42081,7	—	—	108,7592	3389,15	38692,55	39673,44
	4 кв	41065,5	—	—	98,8538	-476,15	41541,65	39631,41
								1,048200

Источник: собственная разработка по данным таблиц 3.1–3.3.

Значения фактора сезонности на следующей стадии аналитических вычислений использованы для корректировки уровней квартальных показателей. В условиях мультипликативной декомпозиции корректировка выполняется посредством деления наблюдаемых уровней на значения фактора сезонности. Скорректированные уровни квартальных показателей, помещенные в графе 6 таблицы 3.4, становятся свободными от влияния фактора сезонности и тем самым приводятся к условиям годовой динамики.

Скорректированные на фактор сезонности значения квартальных показателей валового внутреннего продукта в дополнение к информации о временной закономерности его годовой динамики по данным 32 квартальных наблюдений содержат в себе регулярную и иррегулярную составляющие. В регулярной составляющей отображаются циклические компоненты долгосрочной и среднесрочной, а также краткосрочной периодичности, в то время как в иррегулярной составляющей – содержательно не объясненные компоненты.

Программа *STATISTICA* позволяет обнаружить и количественно отобразить оба названных эффекта, хотя поиск алгоритмов их аналитического представления остается за исследователем. Регулярная составляющая в режиме *ППП STATISTICA* обозначена как тренд-циклическая составляющая.

Тренд-циклическая составляющая квартальных показателей ВВП, скорректированных на фактор сезонности, представлена в графе 7 таблицы 3.4. Траектория графического ее отображения, как это обнаруживается из данных рисунка 3.2, представлена некоторым позитивным ростом с последующей понижающей волнистой динамикой. Это дает основание выдвинуть предположение о некоторой полиномиальной функции ее аналитического отображения.

Тренд-циклическая составляющая квартальных показателей валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2009–2016 гг. (рисунок 3.4) напоминает нечетко выраженную параболическую волнообразно выраженную траекторию движения квартальных уровней валового внутреннего продукта во времени. Это послужило основанием для выдвижения гипотезы аналитического моделирования циклической компоненты среднесрочной периодичности квартальных показателей валового внутреннего продукта на методологической основе разработки модели авторегрессии 2-го порядка.

Разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным тренд-циклической компоненты валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2009–2016 гг. представлена в таблице 3.5. Протокол оценки ее параметров приведен в приложении А (рисунок А.5). Ниже воспроизводится уравнение авторегрессии 2-го порядка квартальных показателей ВВП:

$$X(t) = 2791,843 + 0,931X(t-1) + 0,631\Delta X(t-1) + u(t) \quad (3.47)$$

$$\begin{array}{l} \text{t-критерий:} \quad \quad \quad 3,014 \quad \quad 39,032 \quad \quad 5,370 \\ R=0,992 \quad F(2,27)=868,67 \quad DW=1,406 \end{array}$$

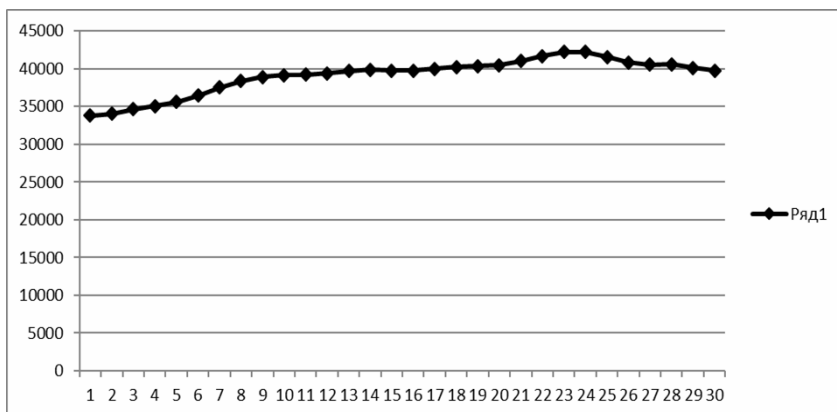


Рисунок 3.4 – Динамика тренд–циклической компоненты квартальных показателей объема ВВП Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы 3.4, графа 7.

Все параметры уравнения (3.47) статистически значимы по t -критерию, а равным образом и все уравнение в целом по F -критерию на 5-ти процентном уровне. Расчетное значение критерия Дарбина-Уотсона, равное 1,406, при числе наблюдений $n=32$ попадает в зону неопределенности, что не позволяет сделать однозначные заключения о выполнении четырех условий Гаусса-Маркова. Вследствие этого полученные оценки параметров уравнения (3.47) все еще не могут быть признаны несмещенными, состоятельными [13, с.17, 26–28], а их содержательную интерпретацию – окончательной. Оцененные по уравнению авторегрессии (3.47) уровни квартальных показателей, приведенные в графе 6 таблицы 3.5, без специальных дополнительных исследований будем считать предварительными оценками циклической составляющей квартальных показателей ВВП среднесрочной периодичности, а ее остаточный член (см. графу 7) – циклической компонентой краткосрочной периодичности. Уточняющая спецификация методологии получения надежных оценок критерия Дарбина-Уотсона в процессе диагностики взаимодействия циклических составляющих будет рассмотрена в разделе 3.4 настоящей монографии.

Таблица 3.5 – Разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным тренд-циклической составляющей квартальных показателей объема ВВП Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Квар- тал	Тренд-цик- лическая составля- ющая ВВП, $X(t)$	$X(t-1)$	$X(t-2)$	$\Delta X(t-1)$	Оцененные уровни, $\hat{X}(t)$	Циклическая составляющая краткосрочной периодично- сти, $u(t)$
А	1	2	3	4	5	6
1	33787,60	–	–	–	–	–
2	34073,21	33787,60	–	–	–	–
3	34644,44	34073,21	33787,60	285,61	34678,207031	-33,765625
4	35045,49	34644,44	34073,21	571,23	35389,988281	-344,500000
5	35641,03	35045,49	34644,44	401,05	35655,789063	-14,757813
6	36443,31	35641,03	35045,49	595,54	36332,683594	110,625000
7	37519,17	36443,31	35641,03	802,28	37209,691406	309,480469
8	38397,40	37519,17	36443,31	1075,86	38383,449219	13,949219
9	38904,57	38397,40	37519,17	878,23	39075,957031	-171,386719
10	39149,86	38904,57	38397,40	507,17	39313,742188	-163,882813
11	39196,61	39149,86	38904,57	245,29	39376,734375	-180,125000
12	39419,51	39196,61	39149,86	46,75	39294,953125	124,558594
13	39725,94	39419,51	39196,61	222,9	39613,523438	112,417969
14	39911,69	39725,94	39419,51	306,43	39951,375000	-39,683594
15	39777,90	39911,69	39725,94	185,75	40048,070313	-270,171875
16	39740,99	39777,90	39911,69	-133,79	39721,933594	19,054688
17	40017,59	39740,99	39777,90	-36,91	39748,722656	268,867188
18	40245,75	40017,59	39740,99	276,6	40203,941406	41,808594
19	40385,02	40245,75	40017,59	228,16	40385,683594	-0,664063
20	40472,01	40385,02	40245,75	139,27	40459,187500	12,824219
21	41032,66	40472,01	40385,02	86,99	40507,140625	525,519531
22	41679,92	41032,66	40472,01	560,65	41327,738281	352,183594
23	42263,80	41679,92	41032,66	647,26	41984,687500	279,113281
24	42236,66	42263,80	41679,92	583,88	42488,011719	-251,351563
25	41544,69	42236,66	42263,80	-27,14	42077,179688	-532,488281
26	40873,08	41544,69	42236,66	-691,97	41013,753906	-140,675781
27	40572,58	40873,08	41544,69	-671,61	40401,648438	170,929688
28	40594,45	40572,58	40873,08	-300,5	40356,207031	238,242188
29	40142,09	40594,45	40572,58	21,87	40579,984375	-437,894531
30	39757,51	40142,09	40594,45	-452,36	39859,792969	-102,281250
31	39673,44	39757,51	40142,09	-384,58	39544,703125	128,738281
32	39631,41	39673,44	39757,51	-84,07	39656,105469	-24,695313

Источник: собственная разработка по данным таблицы 3.4, графа 7.

Полученные без учета данной специфики оценки параметров пока что будем воспринимать как предварительные.

Далее в процессе спецификации циклических составляющих дается оценка длительности среднесрочного цикла. По оценкам параметров уравнения (3.47) ее значение находим по формуле определяющего коэффициента дискриминанта k :

$$k = \frac{4c}{(b+c)^2} = \frac{4 \cdot 0,631}{(0,931+0,631)^2} = \frac{2,5240}{2,4398} = 1,040.$$

Как свидетельствуют параметры периодизации возможной продолжительности циклов экономической активности (см. таблицу А.2 приложения А) при $k=1,040$ продолжительность среднесрочного цикла составляет 30 кварталов, что соответствует 7,5 годам. Заметим при этом, что такая же оценка продолжительности циклической составляющей валового внутреннего продукта среднесрочной периодичности получена и по исходным данным годовых показателей (см. рисунок 3.2).

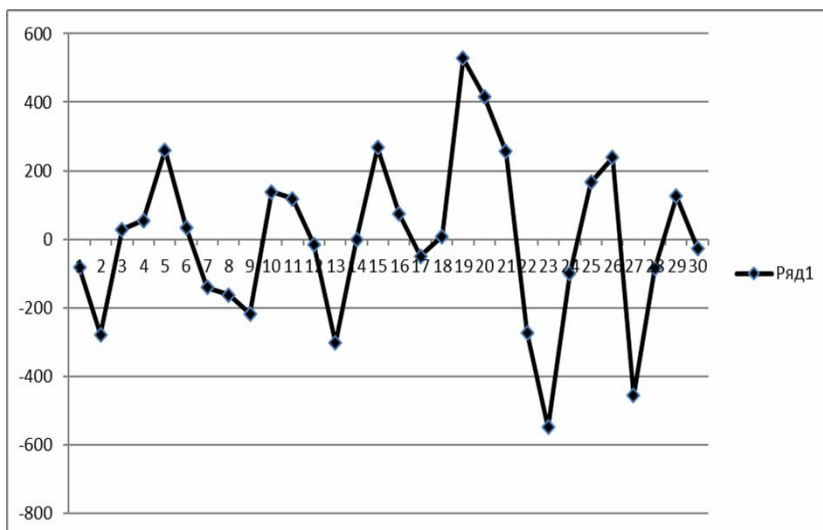
В качестве эмпирического идентификатора остаточного члена уравнения авторегрессии (3.47) как циклической составляющей ВВП краткосрочной периодичности может служить графическое представление его остатков, приведенных в графе 6 таблицы 3.5. График остаточного члена представлен на рисунке 3.5.

По результатам моделирования и анализа циклообразующих процессов в экономике установлены следующие закономерности:

1) Годовым показателям ВВП за 2000–2016 гг. присущи циклы долгосрочной периодичности продолжительностью 30–32 года, а также среднесрочной периодичности продолжительностью 7,5 года. При этом циклы среднесрочной продолжительностью накладываются на циклы долгосрочной периодичности.

2) По данным квартальных показателей валового внутреннего продукта за 2009–2016 гг. выявлены циклы среднесрочной периодичности протяженностью семь с половиной лет, а также краткосрочной периодичности от 3-4 кварталов в 2009–2010 гг. до 2-х кварталов в 2015–2016 гг.

3) Динамика квартальных показателей валового внутреннего продукта подвержена влиянию фактора сезонности. Сезонный пик приходится на третий квартал с присущим ему индексом сезонности, равным 108,8 %, а сезонная яма – на первый квартал с индексом сезонности 91,2 %.



По горизонтальной оси – порядковые номера кварталов.

Начало отсчета – 1-й квартал 2002 г.

Рисунок 3.5 – Динамика циклической составляющей краткосрочной периодичности квартальных показателей валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г. млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы 3.5, графа 6.

3.2. Регрессионный анализ сезонной цикличности ВВП в зависимости от сезонных колебаний ВДС основных видов экономической деятельности

В разделе 3.1.2 настоящего исследования на фактических материалах функционирования экономики Республики Беларусь выполнена факторная декомпозиция динамики квартальных показателей валового внутреннего продукта по ее циклическим составляющим различной периодичности. К ним относятся составляющая сезонной цикличности, а также циклические составляющие среднесрочной и краткосрочной периодичности. В продолжение полученных результатов оценки циклообразующих компонентов валового внутреннего продукта поставлена задача аналитического формата – исследовать взаимодействие циклических составляющих ВВП в зависимости от аналогичных компонентов динамики объема валовой добавленной стоимости важнейших видов экономической деятельности.

По производственному методу валовой внутренний продукт в рыночных ценах формируется как сумма валовой добавленной стоимости видов экономической деятельности в оценке по основным ценам с добавлением чистых налогов на продукты. В этом контексте выдвигается гипотеза статистической оценки взаимодействия сезонной цикличности ВВП в

зависимости от сезонных составляющих основных видов экономической деятельности. По аналогии интерес также представляет моделирование и анализ взаимодействия циклических составляющих среднесрочной и краткосрочной периодичности, присущих колебательной динамике ВВП, с соответствующими компонентами основных видов экономической деятельности. В такой формулировке и определении научной проблематики отечественные публикации отсутствуют, что подтверждает актуальность данного направления исследований.

Методы статистического моделирования и анализа приводят к эффективным решениям в условиях, когда они применяются к исследованию массовых явлений и процессов статистически однородных совокупностей. В разработке Национального статистического комитета имеются данные о квартальных показателях валового внутреннего продукта и валовой добавленной стоимости видов экономической деятельности за 2014–2016 гг. в среднегодовых ценах 2014. Для получения состоятельных, несмещенных оценок параметров статистических моделей такой статистической совокупности оказывается недостаточно. Имеются также квартальные показатели аналогичного состава, доступные для массового пользователя, за 2009–2012 гг. в среднегодовых ценах 2009 г. Оба названных массива данных заимствованы из источников [7; 8] и помещены в таблицах Б.1 и Б.2 приложения Б.

С целью увеличения количества наблюдений два названных массива данных необходимо сомкнуть в единый массив. Однако они оказались несовместимы по двум признакам: 1) по составу видов деятельности и 2) по ценовому признаку. В составе массива данных за 2009–2012 гг. значатся в качестве самостоятельных видов деятельности «Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство», а также «Рыболовство, рыбоводство», которые в массиве данных за 2014–2016 гг. объединены в единый массив – «Сельское хозяйство, охота, лесное хозяйство и рыбное хозяйство». С целью сопоставимости пришлось два названных вида деятельности за 2009–2012 гг. интегрировать в единый вид деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное хозяйство и рыбное хозяйство». С другой стороны, данные второго массива по видам деятельности «Снабжение электроэнергией, газом, паром, горячей водой и кондиционированным воздухом», а также «Водоснабжение; сбор, обработка и удаление отходов, деятельность по ликвидации загрязнений» привести к сопоставимому сводному классу, как они представлены в массиве данных за 2009–2012 гг., агрегировав их в «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды».

Несопоставимость данных двух массивов по ценовому признаку устранена посредством дефлирования. Уровни квартальных показателей валовой добавленной стоимости по массиву данных за 2014–2016 гг. дефлированы на индексы-дефляторы среднегодовых цен за 2014 г. к базе сравнения 2009 г. Разработка названных индексов-дефляторов выполнена автором со ссылками на официальные источники данных Национального

статистического комитета. Она приводится ниже и представлена по сопоставимому кругу видов экономической деятельности в табличной форме. Так, разработка индексов-дефляторов валовой добавленной стоимости, созданной в сельском хозяйстве, охоте, лесном и рыбном хозяйстве Республики Беларусь за 2010–2014 гг. к базе сравнения за 2009 г., представлена в таблице 3.6.

Таблица 3.6 – Разработка индексов-дефляторов объема ВДС, созданной в сельском хозяйстве, охоте, лесном и рыбном хозяйстве Республики Беларусь за 2010–2014 гг. к базе сравнения 2009 г.

Годы	2009	2010	2011	2012	2013	2014
1. Валовая добавленная стоимость в текущих основных ценах, млрд. руб.	11507,1	15157,7	24585,4	44526,4	45667,8	58847,5
2. Индексы ВДС в текущих основных ценах, в процентах к 2009 г.	100	131,7248	213,6542	386,9472	396,8663	511,4017
3. Индексы объема ВДС в постоянных ценах, в % к предыдущему году	–	102,5	107,5	105,8	96,4	102,5
4. Индексы объема ВДС, в постоянных ценах, в % к 2009 г.	100,0	102,5	110,2	116,6	112,4	115,2
5. Индексы-дефляторы ВДС в процентах к 2009 г. (стр.2/стр.4*100)	100	128,512	193,8786	331,8587	353,0839	443,9251

Источник: собственная разработка по данным [10, с. 32-36 и 40]

Показатели строк 1 и 3 таблицы 3.6 наполнены официальными данными, заимствованными из источника [10]. Все остальные показатели – результат собственной разработки автора. По исходным данным о валовой добавленной стоимости (строка 1) разработаны индексы ВДС в текущих основных ценах в процентах к 2009 г. и помещены в строку 2. По официальным данным о цепных индексах физического объема ВДС (строка 3) исчислены базисные индексы в процентах к 2009 г. Результаты расчетов приведены в строке 4. По результатам деления базисных индексов ВДС в текущих основных ценах (строка 2) на базисные индексы ее физического объема (строка 3) получены базисные индексы-дефляторы основных цен. Они представлены данными строки 5 таблицы 3.6. По данным строки 5 за 2014 год находим искомый показатель – индекс-дефлятор основных среднегодовых цен на валовую добавленную стоимость по сводному виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство». Его значение составляет 443,925 %. В дальнейших аналитических расчетах оно использовано для пересчета квартальных показателей ВДС этого вида

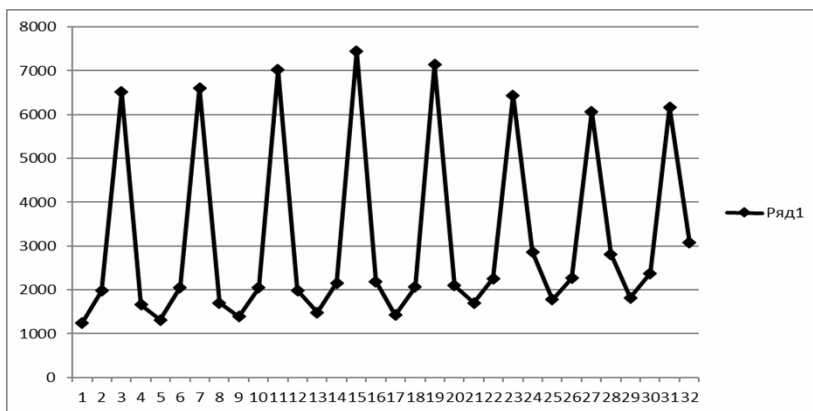
деятельности за 2014–2016 гг. в среднегодовые цены 2009 г. по методу дефлирования.

По аналогичному аналитическому подходу выполнена разработка индексов-дефляторов основных цен на валовую добавленную стоимость по другим видам экономической деятельности, формирующим динамику валового внутреннего продукта. Кроме сельского хозяйства, охоты, лесного и рыбного хозяйства в эту группу видов деятельности вошли: горнодобывающая промышленность, обрабатывающая промышленность, производство и распределение электроэнергии, газа и воды, а также строительство. Разработочные таблицы Б.5–Б.8 искомым значений индексов-дефляторов основных цен по данным видам экономической деятельности представлены в приложении Б. Ниже приводим значения искомым индексов. По горнодобывающей и обрабатывающей промышленности они составили 484,491 и 420,409 процентов соответственно. По видам деятельности «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды» и «Строительство» искомые значения индексов-дефляторов цен на их показатели валовой добавленной стоимости соответственно равны 565,959 и 570,304 процентов.

Квартальные показатели валовой добавленной стоимости видов экономической деятельности, приведенные в таблице Б.3, представлены в среднегодовых ценах 2014 г. Их уровни, с учетом агрегирования граф 6 и 7 в графу 8, дефлированы на полученные выше значения индексов-дефляторов и тем самым пересчитаны в среднегодовые цены 2009 г. Квартальные показатели валового внутреннего продукта дефлированы на индекс-дефлятор, равный 475,1 %. Его значение получено по расчетным данным таблицы 3.3. Отсутствующие данные квартальных показателей за 2013 г. получены с применением метода экстраполяции. По результатам дефлирования показателей таблицы 3.2 составлена таблица 3.3. На следующем этапе ряды показателей валового внутреннего продукта и валовой добавленной стоимости видов деятельности, помещенные в таблицах Б.1 и Б.3, сомкнуты в сопоставимые ряды соответствующих показателей протяженностью, представленной 32 квартальными наблюдениями. Результат их агрегирования представлен в таблице Б.4. Уровни квартальных показателей таблицы Б.4 охватывают временной период за 2009–2016 гг. и выражены в среднегодовых ценах 2009 г. Будучи приведенными к сопоставимому виду, они готовы для проведения факторной циклической декомпозиции.

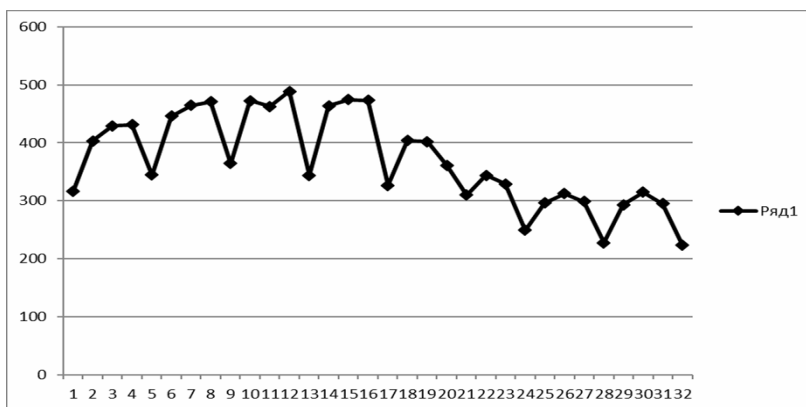
На начальном этапе факторной декомпозиции временных рядов квартальных показателей по циклическим составляющим их динамики определены типы временных рядов. Идентификация принадлежности временных рядов валовой добавленной стоимости видов деятельности к тому или иному типу экономической динамики выполнена с применением графического метода. Графики динамики квартальных показателей валовой

добавленной стоимости видов деятельности представлены на рисунках 3.6–3.10.



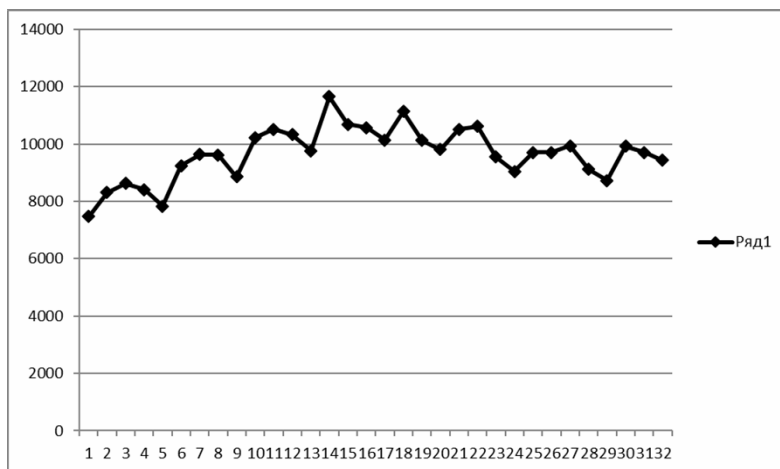
По горизонтальной оси – порядковые номера кварталов

Рисунок 3.6 – Динамика квартальных показателей ВДС, созданной в сельском и лесном хозяйстве, охоте и рыбном хозяйстве Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.
 Источник: собственная разработка на основе данных таблицы А.4, приложения А



По горизонтальной оси – порядковые номера кварталов

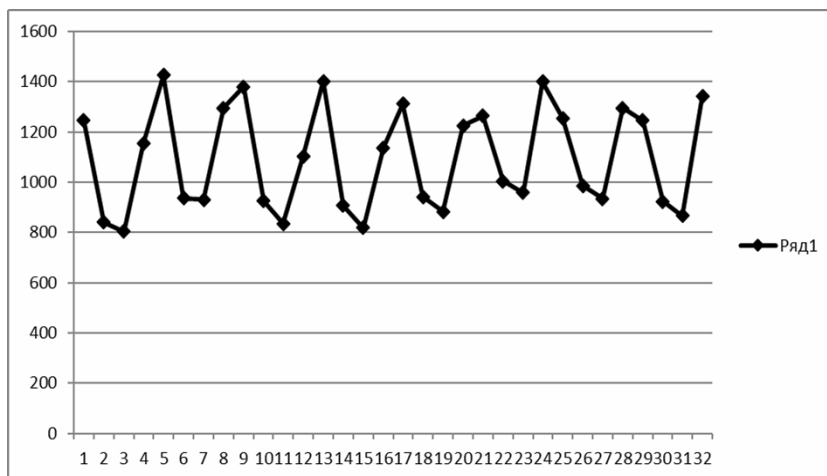
Рисунок 3.7 – Динамика квартальных показателей ВДС горнодобывающей промышленности Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.
 Источник: собственная разработка на основе данных таблицы А.4



По горизонтальной оси – порядковые номера кварталов.

Рисунок 3.8 – Динамика квартальных показателей ВДС обрабатывающей промышленности Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

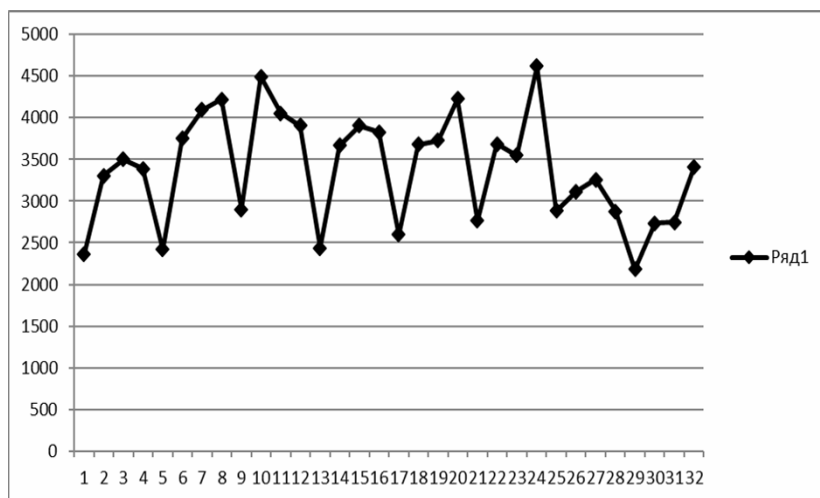
Источник: собственная разработка на основе данных таблицы А.4



По горизонтальной оси – порядковые номер кварталов

Рисунок 3.9 – Динамика квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды» Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы А.4



По горизонтальной оси – порядковые номер кварталов
Рисунок 3.10 – Динамика квартальных показателей ВДС в строительстве Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы А.4

Визуальный обзор графических траекторий движения квартальных показателей позволяет обнаружить следующие особенности анализируемых временных рядов. Временные ряды квартальных показателей таких видов экономической деятельности как «Сельское и лесное хозяйство, охота и рыбное хозяйство», а также «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды» близки к стационарным. Тенденция в них практически отсутствует, а колебательная динамика осуществляется вокруг постоянной отметки их средних уровней. Такого рода временные ряды принято относить к аддитивному типу [5, с. 239]. Остальным рядам квартальных показателей, динамика которых представлена на рисунках 3.7, 3.8 и 3.10, присуща тенденция: сначала к росту, а со второй половины рядов – к снижению их уровней. Впрочем, такого рода особенность была отмечена и по квартальным показателям валового внутреннего продукта (см. рисунок 3.3). Отмеченные особенности названных временных рядов проявились в слабо выраженной форме. Тем не менее, в интересах более объективной оценки циклических составляющих временные ряды второй группы отнесены к мультипликативному типу временных рядов.

Во временных рядах аддитивного типа связь циклических составляющих с резульативным показателем динамики обеспечивается в

аддитивной форме, в то время как для рядов мультипликативного типа характерна мультипликативная форма их взаимодействия[5, с. 240].

Пренебрежение особенностями типизации временных рядов чревато погрешностями в аналитических расчетах и в формулировках аналитических выводов.

Факторная декомпозиция показателей временного ряда валовой добавленной стоимости по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» выполнена с применением *ППП Statistica 12*, а ее результаты представлены в таблице 3.7.

В процессе факторной декомпозиции динамики валовой добавленной стоимости по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» компьютерной программой выполнены следующие вычислительные операции. По наблюдаемым значениям ВДС (графа 1) исчислены центрированные скользящие средние с применением пятилетних скользящих интервалов. Результаты их вычисления занесены в графу 2 и использованы далее для заполнения графы 3. Данные графы 3 предназначаются для оценки значений фактора сезонности. Они определены в форме разности между наблюдаемыми уровнями и центрированными скользящими средними. Оценка значений фактора сезонности (графа 4) выполнена по данным графы 3 посредством исчисления средних отклонений наблюдаемых уровней от скользящих средних за каждый квартал в отдельности. Полученные значения фактора сезонности использованы далее для корректировки наблюдаемых уровней валовой добавленной стоимости на фактор сезонности. По аддитивному типу временных рядов корректировка выполняется посредством вычитания значений фактора сезонности из наблюдаемых уровней, то есть как разность между наблюдаемыми значениями показателей ВДС (графа 1) и фактором сезонности (графа 4). По временным рядам мультипликативного типа эта операция выполняется как частное от деления соответствующих показателей.

Скорректированные на фактор сезонности уровни валовой добавленной стоимости свободны от влияния сезонной цикличности на динамику объема валовой добавленной стоимости и тем самым приводятся к условиям годовой динамики, сопоставимой с динамикой годовых показателей объема валового внутреннего продукта.

В скорректированных на фактор сезонности уровнях валовой добавленной стоимости содержатся две составляющие экономической динамики: регулярная и иррегулярная, то есть случайная составляющая. Их вычленение относится к компетенции исследователя. Их значения могут быть оценены посредством аппроксимации наиболее подходящей функции, по которой отыскивается закономерность поведения во времени скорректированных на фактор сезонности уровней. Оцененные по данной функции уровни – регулярная составляющая или тренд–циклическая компонента, а ее остаточный член – иррегулярная (случайная) составляющая экономической динамики.

Таблица 3.7 – Сезонная декомпозиция квартальных показателей валовой добавленной стоимости по виду экономической деятельности «Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/ квартал	Наблюдаемые значения квартальных показателей ВДС	Центрированная скользящая средняя	Разница наблюдаемых и центрированных значений	Фактор сезонности	Скорректированные на фактор сезонности уровни	Тренд- циклическая компонента	Случайная составляющая
<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>
2009 1 кв	1251,000	—	—	-1608,95	2859,952	2951,252	-91,300
2 кв	1983,200	—	—	-1011,44	2994,636	2922,723	71,913
3 кв	6512,300	2859,675	3652,63	3598,72	2913,581	2865,665	47,916
4 кв	1662,000	2876,700	-1214,70	-978,33	2640,331	2850,437	-210,106
2010 1 кв	1311,400	2898,588	-1587,19	-1608,95	2920,352	2901,006	19,346
2 кв	2059,000	2915,625	-856,63	-1011,44	3070,436	2932,826	137,610
3 кв	6611,600	2930,750	3680,85	3598,72	3012,881	2939,876	73,005
4 кв	1699,000	2939,963	-1240,96	-978,33	2677,331	2910,781	-233,450
2011 1 кв	1395,400	2989,963	-1594,56	-1608,95	3004,352	2991,561	12,791
2 кв	2048,700	3077,813	-1029,11	-1011,44	3060,136	3075,848	-15,712
3 кв	7021,900	3125,700	3896,20	3598,72	3423,181	3158,753	264,427
4 кв	1991,500	3150,638	-1159,14	-978,33	2969,831	3130,548	-160,717
2012 1 кв	1486,000	3217,713	-1731,71	-1608,95	3094,952	3204,072	-109,120
2 кв	2157,600	3296,063	-1138,46	-1011,44	3169,036	3281,948	-112,912
3 кв	7449,600	3313,150	4136,45	3598,72	3850,881	3372,898	477,983
4 кв	2190,600	3294,025	-1103,43	-978,33	3168,931	3280,126	-111,195
2013 1 кв	1423,600	3243,588	-1819,99	-1608,95	3032,552	3220,139	-187,587
2 кв	2067,000	3292,975	-1125,98	-1011,44	3078,436	3180,248	-101,812
3 кв	7136,700	3215,913	3920,79	3598,72	3537,981	3251,698	286,283
4 кв	2098,600	3273,913	-1175,31	-978,33	3076,931	3252,026	-175,095
2014 1 кв	1699,100	3210,175	-1511,08	-1608,95	3308,052	3221,050	87,002
2 кв	2255,500	3218,538	-963,04	-1011,44	3266,936	3223,915	43,021
3 кв	6438,300	3324,200	3114,10	3598,72	2839,581	3270,353	-430,773
4 кв	2863,900	3335,638	-471,74	-978,33	3842,231	3391,926	450,305

Окончание таблицы 3.7

	А	1	2	3	4	5	6	7
2015	1 кв	1779,100	3291,338	-1512,24	-1608,95	3388,052	3302,084	85,969
	2 кв	2267,000	3239,925	-972,93	-1011,44	3278,436	3244,204	34,232
	3 кв	6072,400	3239,550	2832,85	3598,72	2473,681	3154,453	-680,773
	4 кв	2818,500	3258,713	-440,21	-978,33	3796,831	3318,503	478,327
2016	1 кв	1821,500	3284,575	-1463,08	-1608,95	3430,452	3300,784	129,669
	2 кв	2377,900	3328,988	-951,09	-1011,44	3389,336	3335,693	53,643
	3 кв	6168,400	—	—	3598,72	2569,681	3338,383	-768,702
	4 кв	3077,800	—	—	-978,33	4056,131	3339,727	716,403

Источник: собственная разработка по данным графы 3 таблицы А.4

По материально-вещественному составу валовой внутренний продукт формируется в отраслях производства товаров. С целью анализа сезонной цикличности валового внутреннего продукта факторной декомпозиции по циклическим компонентам экономической динамики подвергнуты показатели валовой добавленной стоимости по остальным видам экономической деятельности сферы производства товаров. Факторная декомпозиция динамики ВДС горнодобывающей промышленности, обрабатывающей промышленности, а также в строительстве выполнена по формату временных рядов мультипликативного типа. Временной ряд показателей ВДС по сводному виду деятельности «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды» по результатам графического тестирования отнесен к рядам аддитивного типа. Сезонная декомпозиция по четырем вышеназванным рядам ВДС выполнена с учетом особенностей проявления фактора сезонности и помещена в таблицах Б.9 – Б.12 приложения Б. По результатам декомпозиции получены оценки фактора сезонности. По видам деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство», а также «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды» они представлены в абсолютных единицах измерения, млрд. руб., как средние значения отклонений наблюдаемых уровней ВДС от центрированной скользящей средней по каждому кварталу в отдельности. По временным рядам аддитивного типа значения фактора сезонности представлены в графе 3 (см. таблицу 3.7, а также таблицу Б.11 приложения Б. По временным рядам мультипликативного формата фактор сезонности представлен в двух единицах измерения: в процентах, а также в абсолютных единицах измерения, млрд. руб.

Значения фактора сезонности в абсолютных единицах измерения получены как разность между наблюдаемыми уровнями (графа 1) и скорректированными на фактор сезонности оценками (графа 6) и помещены в графе 5. Разработка и представление фактора сезонности по квартальным показателям временных рядов мультипликативного типа понадобилась в интересах приведения факторов сезонности по двум типам рядов к сопоставимому виду, что, в свою очередь, обусловлено потребностью стандартизации объясняющих переменных разрабатываемой регрессионной модели взаимодействия сезонной цикличности ВВП и сезонных составляющих ВДС основных видов экономической деятельности.

Разработка модели взаимодействия сезонной цикличности ВВП и сезонных составляющих основных видов экономической деятельности выполнена по данным таблицы Б.13. Протокол оценки параметров разрабатываемого уравнения регрессии представлен на рисунке Б.1 приложения Б. Ниже приводится уравнение регрессии (3.48), объясняющее степень участия отобранных видов экономической деятельности в формировании сезонной цикличности валового внутреннего продукта Республики Беларусь:

$$Y(t) = 3,483 + 0,711X_1(t) - 12,970X_2(t) + 2,157X_3(t) - 0,533X_4(t) + 2,099X_5(t) + u(t) \quad (3.48)$$

$$t\text{-кр: } 0,151 \quad 10,707 \quad -1,740 \quad 3,350 \quad -0,295 \quad 6,603$$

$$R=0,9988 \quad F(5,26)=2234.3 \quad DW=2,656$$

где $Y(t)$ – сезонная составляющая валового внутреннего продукта ;
 $X_1(t)$, $X_2(t)$, $X_3(t)$, $X_4(t)$, $X_5(t)$ – сезонные составляющие видов экономической деятельности: сельского хозяйства, охоты, лесного и рыбного хозяйства; горнодобывающей промышленности; обрабатывающей промышленности; производства и распределения электроэнергии, газа и воды, а также строительства соответственно; t – фактор времени.

В оценке по t-критерию параметры уравнения регрессии (3.48) при объясняющих переменных $X_1(t)$, $X_3(t)$, $X_5(t)$ статистически значимы на 5-ти процентном уровне, уравнение в целом статистически значимо в оценке по F-критерию. Значение множественного коэффициента корреляции, приближается к единице. Полученное значение критерия Дарбина-Уотсона свидетельствует об отсутствии статистически значимой автокорреляции.

Как вытекает из полученных оценок параметров уравнения (3.48) основными детерминантами сезонной цикличности валового внутреннего продукта являются сезонные составляющие трех видов деятельности: 1) сельского хозяйства, охоты, лесного и рыбного хозяйства; 2) обрабатывающей промышленности; 3) строительства. Сезонные составляющие по этим видам деятельности в высокой степени коинтегрированы с поведением сезонной цикличности валового внутреннего продукта. Их коинтеграция выражается в совпадении порядковых номеров кварталов, на которые приходятся пиковая и низшая поворотные точки сезонного цикла. Как и по валовому внутреннему продукту, высшая поворотная точка приходится на третий квартал, а сезонная яма – на первый квартал.

Значения коэффициентов регрессии при объясняющих переменных $X_2(t)$ и $X_4(t)$ получили статистически не значимые оценки. Это означает, что их математические ожидания являются нулевыми, а расчетные их оценки варьируются вокруг нулевых значений, что оказывает влияние на оценки по другим параметрам регрессионной модели. Учитывая это обстоятельство, переменные $X_2(t)$ и $X_4(t)$ исключены из состава объясняющих переменных модели. В итоге уравнение регрессии сезонной цикличности валового внутреннего продукта в зависимости от сезонных составляющих $X_1(t)$, $X_3(t)$ и $X_5(t)$ получило следующее выражение:

$$Y(t) = 5,034 + 0,708X_1(t) + 1,885X_3(t) + 1,628X_5(t) + u(t) \quad (3.49)$$

$$t\text{-критерий: } 0,212 \quad 54,611 \quad 22,396 \quad 23,349$$

$$R=0,9987 \quad F(3,28)=3526.7 \quad DW=2,303$$

Протокол оценки параметров уравнения регрессии (3.49) представлен на рисунке Б.2 приложения Б. Коэффициенты регрессии при объясняющих переменных уравнения (3.49), кроме свободного члена, статистически значимы по t-критерию, равным образом, как и все уравнение в целом значимо по F-критерию на 5-ти процентном уровне. Характерно при этом, что после удаления переменных $X_2(t)$ и $X_4(t)$ уровень тесноты связи по уравнению (3.49) не понизился. Значение множественного коэффициента детерминации при $R=0,9987$ равно 99,7 %.

В протоколе оценки параметров (рисунок Б.2) дополнительно к значениям параметров содержатся также стандартизованные коэффициенты регрессии, что позволяет дать оценку вклада видов деятельности в формирование сезонной составляющей валового внутреннего продукта. Она выполнена в табличной форме (см. таблицу 3.8):

По результатам анализа, таким образом, установлено, что сезонная компонента валового внутреннего продукта наполняется сезонными составляющими трех основных видов экономической деятельности. К ним относятся: 1) сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство; 2) обрабатывающая промышленность; 3) строительство.

Таблица 3.8 – Оценка вклада видов деятельности в формирование сезонной составляющей квартальных показателей объема ВВП Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Вид деятельности	Стандартизованные коэффициенты регрессии	Парные коэффициенты корреляции	Частные коэффициенты детерминации, %
<i>А</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство	0,606947	0,872	52,9
Обрабатывающая промышленность	0,291219	0,739	21,4
Строительство	0,319209	0,797	25,4
Валовой внутренний продукт	–	–	99,7

Источник: собственная разработка по данным рисунка Б.2 приложения Б.

Их вклад в сезонную цикличность ВВП характеризуется частными коэффициентами детерминации. Как показывают данные графы 3 таблицы 3.8, на долю сельского хозяйства, охоты, лесного и рыбного хозяйства приходится 52,9 %. Участие обрабатывающей промышленности и строительства в формировании сезонной составляющей валового внутреннего продукта представлено 21,4 и 25,4 процентными пунктами соответственно. Всеми тремя видами экономической деятельности сезонная цикличность валового внутреннего продукта детерминирована на 99,7 %. На

это указывает и значение множественного коэффициента детерминации, полученное по уравнению регрессии (3.49).

3.3. Статистический анализ взаимодействия сезонной цикличности ВВП и его компонентов на стадии использования доходов

Совокупная величина ресурсов товаров и услуг, используемых на экономической территории страны, состоит из двух компонентов: совокупной величины национального выпуска B , а также импорта M , то есть определяется их суммой:

$$B + M = V \quad (3.3.1)$$

На стадии конечного использования совокупная величина выпуска используется на промежуточное потребление, расходы на конечное потребление, валовое накопление основного капитала, изменение запасов материальных оборотных средств и экспорт, как это специфицировано формулой (3.3.2)

$$V = B + M = ПП + РКП + ВНок + \Delta МОС + E, \quad (3.3.2)$$

где $ПП$ – промежуточное потребление;

$РКП$ – расходы на конечное потребление;

$ВНок$ – валовое накопление основного капитала;

$\Delta МОС$ – изменение запасов материальных оборотных средств;

E – экспорт товаров и услуг.

В процессе эксплуатации формулы (3.3.2) перенесем величину промежуточного потребления с правой на левую сторону, а импорт – с левой стороны на правую, как это показано ниже:

$$B - ПП = РКП + ВНок + \Delta МОС + (E - M) \quad (3.3.3)$$

В полученной формуле (3.3.3) разность между величиной совокупного выпуска и промежуточным потреблением – валовой внутренний продукт в оценке по методу конечного использования доходов. В то же время третий компонент формулы, заключенный в круглые скобки, – чистый экспорт. В сбалансированной экономике величина чистого экспорта устремляется к нулевой отметке. С учетом высказанных разъяснений формула (3.3.3) запишется

$$ВВП_{мки} = РКП + ВНок + \Delta МОС + (E - M) \quad (3.3.4)$$

Национальный статистический комитет Республики Беларусь ведет разработку квартальных показателей по всем компонентам формулы (3.3.4). В текущих ценах они размещены на сайте Национального статистического комитета за 2009–2016 гг. и тем самым являются доступными для пользователя. В настоящем исследовании они размещены в таблице В.1 приложения В. В авторском исполнении квартальные показатели ВВП и его

компоненты на стадии использования доходов пересчитаны в среднегодовые цены 2009 г. Пересчет выполнен с применением метода дефлирования. Индексы-дефляторы валового внутреннего продукта в разработке Национального статистического комитета публикуются в источнике [10, с. 22; 11, с. 23]. По компонентам ВВП на стадии конечного использования значения индексов-дефляторов получены в авторской разработке как частное от деления или индексов стоимости на индексы физического объема, или же компонентов ВВП на стадии конечного использования в текущих ценах на показатели их физического объема в ценах периода, принятого за базу сравнения. В тех же источниках [10, с. 64–66; 11, с. 64–66] публикуются данные о годовых показателях расходов на конечное потребление, валового накопления, включая валовое накопление основного капитала в текущих ценах, а также индексы их физического объема.

В электронных ресурсах данных содержатся также аналогичные показатели квартальной периодичности. По этим источникам официальных данных выполнен пересчет квартальных показателей ВВП, расходов на конечное потребление, валового накопления, включая валовое накопление основного капитала за 2010–2016 гг. в среднегодовые цены 2009 г.

Значения квартальных изменений запасов материальных оборотных средств (в среднегодовых ценах 2009 г.) получены посредством вычитания валового накопления основного капитала из общего объема валового накопления в ценах 2009 г.

Результаты пересчета квартальных показателей и его компонентов на стадии конечного использования за 2009–2016 гг. в среднегодовые цены 2009 г. представлены в таблице В.2 приложения В.

В задачу исследования по настоящему разделу входит разработка составляющих сезонной цикличности квартальных показателей ВВП и его компонентов на стадии использования доходов с последующей оценкой их взаимодействия между собой. Ее решение выполнено посредством сезонной декомпозиции квартальных показателей таблицы В.2 по составным компонентам с вычленением: 1) фактора сезонности; 2) тренд-циклической составляющей и 3) значений иррегулярного фактора экономической динамики. Оценка взаимодействия сезонной цикличности ВВП и сезонных составляющих его компонентов решается с применением методов корреляционно-регрессионного моделирования и анализа временных рядов соответствующих показателей. Сезонная декомпозиция временных рядов квартальных показателей ВВП и его компонентов на стадии конечного использования выполнена с применением *ППП СТАТИСТИКА 12*. При этом вопрос типизации временных рядов с подразделением на аддитивные и мультипликативные их разновидности решен с применением графического метода. Динамика квартальных показателей ВВП и его компонентов на стадии конечного использования показана на рисунках В.1–В.5. В процессе их визуального обзора замечено, что временным рядам квартальных показателей ВВП, расходов на конечное потребление и валового накопления,

а также валового накопления основного капитала, присуща тенденция к росту на временном отрезке 2010–2013 гг. с последующим изменением тенденции к снижению. При этом амплитуда колебательного процесса также соответствующим образом изменялась от расширения к сужению. Это послужило основанием отнести названные временные ряды квартальных показателей к временным рядам мультипликативного типа. Во временном ряду квартальных показателей изменения запасов материальных оборотных средств (см. рисунок В.5) тенденция явно отсутствует. Со ссылкой на наличие данного признака временной ряд «Квартальные показатели изменения запасов материальных оборотных средств» классифицирован как ряд аддитивного типа.

В сезонной декомпозиции временных рядов мультипликативного типа фактор сезонности представлен в двух форматах: в процентах и в абсолютных единицах, в млрд. руб. Потребность в применении двойного формата измерения фактора сезонности определяется необходимостью обеспечения сопоставимости объясняющих и результативной переменных в регрессии сезонной цикличности ВВП и его компонентов, а с другой, – тем фактом, что при наличии тенденции одни и те же значения относительных показателей динамики вызывают различные значения их приростов в зависимости от различий в уровнях базы сравнения.

По результатам сезонной декомпозиции квартальных показателей ВВП и его компонентов на стадии использования доходов разработана сводная таблица В.8 аддитивных составляющих сезонной цикличности валового внутреннего продукта и его компонентов на стадии конечного использования доходов и по ее данным разработана регрессионная модель. В качестве результативной переменной уравнения регрессии принята сезонная составляющая валового внутреннего продукта в оценке по методу конечного использования.

Валовой внутренний продукт на стадии конечного использования в соответствии с формулой (3.3.4) равен сумме четырех его компонентов, включая компонент чистого экспорта. Компонент чистого экспорта из состава объясняющих переменных регрессионной модели исключен, а сезонные составляющие по остальным элементам ВВП на стадии конечного использования приняты в качестве объясняющих переменных сезонной цикличности ВВП. Разработка регрессионной модели сезонной цикличности валового внутреннего продукта на стадии конечного использования доходов разработана в двух вариантах.

По первому варианту в качестве объясняющих переменных сезонной цикличности валового внутреннего продукт приняты сезонные составляющие квартальных показателей расходов на конечное потребление, а также общего объема валового накопления. Во втором варианте сезонная цикличность валового накопления развернута в две составляющие. Ими являются факторы сезонности валового накопления основного капитала и изменения запасов материальных оборотных средств. Разработка первого

варианта регрессионной модели сезонной цикличности валового внутреннего продукта $Y(t)$ в зависимости от сезонных составляющих расходов на конечное потребление – $X_1(t)$, а также общего объема валового накопления – $X_2(t)$ представлена в таблице 3.9. В оценке по их значениям ниже воспроизводится уравнение регрессии (3.3.5).

$$Y(t) = -3,782 + 1,258X_1(t) + 0,393X_2(t) + u(t) \quad (3.3.5)$$

t-критерий: -0,043 13,334 5,627
R=0,995 F(2,29)=1570,6 DW=1,917

Таблица 3.9 – Разработка модели сезонной цикличности валового внутреннего продукта в зависимости от сезонных составляющих расходов на конечное потребление и валового накопления по экономике Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/квартал	Сезонная компонента ВВП, $Y(t)$	Сезонные составляющие		Оцененные значения, $\hat{Y}(t)$	Остатки, $u(t)$
		расходов на конечное потребление, $X_1(t)$	валового накопления, $X_2(t)$		
<i>А</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>
2009 1 кв	-6683,63	-4156,34	-5150,53	-7258,205566	574,575684
2 кв	-1449,83	-857,14	-1524,49	-1681,722656	231,892700
3 кв	4274,63	2807,25	1933,17	4287,859375	-13,229492
4 кв	3834,54	1915,33	3663,56	3846,786621	-12,246582
2010 1 кв	-6745,74	-4040,34	-4798,13	-6973,646973	227,906738
2 кв	-1548,86	-903,09	-1561,95	-1754,258423	205,398438
3 кв	4609,23	2899,78	2333,21	4561,640137	47,589844
4 кв	4352,04	2091,01	4978,35	4585,059082	-233,019043
2011 1 кв	-5591,95	-3576,73	-5153,2	-6530,204102	938,253906
2 кв	-1493,4	-834,97	-1677,53	-1714,049316	220,649292
3 кв	4646,26	2956,89	2505,88	4701,410645	-55,150879
4 кв	5793,67	2450,89	5346,75	5182,672363	610,997559
2012 1 кв	-7273,38	-4070,55	-5038,85	-7106,355957	-167,023926
2 кв	-1812,56	-980	-1784,34	-1938,496338	125,936279
3 кв	4551,81	3092,95	2208,05	4755,371582	-203,561523
4 кв	4694,57	2475,63	4876,93	5028,943359	-334,373535
2013 1 кв	-7735,68	-4786,59	-6320,66	-8511,334961	775,654785
2 кв	-1780,41	-1082,07	-1861,64	-2097,296387	316,886353
3 кв	4715,4	3283	2509,58	5113,057617	-397,657715
4 кв	4569,65	2481,74	4978,32	5076,520020	-506,870117
2014 1 кв	-7971,63	-4156,34	-5940,65	-7569,073730	-402,556152
2 кв	-1757,96	-857,14	-1716,77	-1757,374146	-0,585815
3 кв	4865,96	2807,25	2353,35	4453,176758	412,783203
4 кв	4652,92	1915,33	4932,29	4345,961426	306,958496
2015 1 кв	-8150,32	-4040,34	-4853,51	-6995,436035	-1154,883789
2 кв	-1712,56	-903,09	-1402,6	-1691,563110	-20,996948
3 кв	4547,79	2899,78	1922,69	4400,123047	147,666992
4 кв	4345,9	2091,01	4029,68	4211,810547	134,089355
2016 1 кв	-8018,8	-3576,73	-5219,57	-6556,316895	-1462,482910
2 кв	-1690,62	-834,97	-1231,49	-1538,557373	-152,062622

Окончание таблицы 3.9

<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>
3 кв	4401,61	2956,89	1491,27	4302,218262	99,391602
4 кв	4189,64	2450,89	3483,46	4449,571289	-259,931152

Источник: собственная разработка по данным таблиц В.3 приложения В.

Таблица 3.10 – Разработка модели сезонной цикличности валового внутреннего продукта в зависимости от сезонных составляющих расходов на конечное потребление $-X_1(t)$, валового накопления основного капитала $-X_3(t)$ и изменения запасов материальных оборотных средств $-X_4(t)$ Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/квартал	Сезонная компонента ВВП, $Y(t)$	Сезонные составляющие			Оцененные значения, $\hat{Y}(t)$	Остатки, $\hat{Y}(t)$
		$X_1(t)$	$X_3(t)$	$X_4(t)$		
2009 1 кв	-6683,63	-4156,34	-4421,86	-372,59	-7399,65576	716,025879
2 кв	-1449,83	-857,14	-1391,9	-82,12	-1585,28552	135,455566
3 кв	4274,63	2807,25	252,82	2165,88	4304,041504	-29,411621
4 кв	3834,54	1915,33	4143,28	-1711,17	3965,616943	-131,07690
2010 1 кв	-6745,74	-4040,34	-4067,35	-372,59	-7171,93457	426,194336
2 кв	-1548,86	-903,09	-1454,65	-82,12	-1668,89794	120,037964
3 кв	4609,23	2899,78	293,53	2165,88	4465,143066	144,086914
4 кв	4352,04	2091,01	5699,06	-1711,17	4396,969727	-44,929688
2011 1 кв	-5591,95	-3576,73	-4197,42	-372,59	-6393,10400	801,153809
2 кв	-1493,4	-834,97	-1521,74	-82,12	-1558,53320	65,133179
3 кв	4646,26	2956,89	270,65	2165,88	4560,501953	85,757813
4 кв	5793,67	2450,89	8090,53	-1711,17	5213,076172	580,593750
2012 1 кв	-7273,38	-4070,55	-4197,42	-372,59	-7234,44384	-38,936035
2 кв	-1812,56	-980	-1521,74	-82,12	-1805,62634	-6,933716
3 кв	4551,81	3092,95	270,65	2165,88	4792,312500	-240,50244
4 кв	4694,57	2475,63	8090,53	-1711,17	5255,227051	-560,65722
2013 1 кв	-7735,68	-4786,59	-5168,67	-372,59	-8536,81835	801,138184
2 кв	-1780,41	-1082,07	-1631,44	-82,12	-1988,83715	208,427124
3 кв	4715,4	3283	328,59	2165,88	5121,025391	-405,62548
4 кв	4569,65	2481,74	-4421,86	-1711,17	4203,702148	365,947754
2014 1 кв	-7971,63	-4156,34	-5209,59	-372,59	-7466,51074	-505,11914
2 кв	-1757,96	-857,14	-1544,97	-82,12	-1598,27661	-159,68335
3 кв	4865,96	2807,25	277,35	2165,88	4306,123047	559,836914
4 кв	4652,92	1915,33	5820,11	-1711,17	4107,930664	544,989258
2015 1 кв	-8150,32	-4040,34	-5224,48	-372,59	-7270,14111	-880,17871
2 кв	-1712,56	-903,09	-1211,46	-82,12	-1648,25817	-64,301880
3 кв	4547,79	2899,78	242,94	2165,88	4460,849609	86,940430
4 кв	4345,9	2091,01	4537,44	-1711,17	4298,382324	47,517578
2016 1 кв	-8018,8	-3576,73	-4280,8	-372,59	-6400,18066	-1618,6191
2 кв	-1690,62	-834,97	-1087,83	-82,12	-1521,70703	-168,91296
3 кв	4401,61	2956,89	193,86	2165,88	4553,984863	-152,37500
4 кв	4189,64	2450,89	4067,22	-1711,17	4871,615234	-681,97509

Источник: собственная разработка по данным таблиц В.3 приложения В.

Второй вариант разработки модели отличается от первого только тем, что в нем объясняющая переменная $X_2(t)$ эквивалентно замещена составляющими сезонной цикличности валового накопления основного капитала и изменения запасов материальных оборотных средств. Ее разработка представлена в таблице 3.10. Протокол оценки параметров уравнения сезонной цикличности валового внутреннего продукта в зависимости от сезонных составляющих расходов на конечное потребление, валового накопления основного капитала и изменения запасов материальных оборотных средств в приложении В, рисунок В.7. По его оценкам составлено уравнение (3.3.6)

$$Y(t) = -24,837 + 1,704X_1(t) + 0,085X_3(t) - 0,220X_4(t) + u(t) \quad (3.3.6)$$

t-критерий: -0,258 25,171 1,702 -2,292
R=0,995 F(3,28) DW=1,931

Параметры уравнения (3.3.5), как и уравнение в целом статистически значимы. Составляющие сезонной цикличности расходов на конечное потребление – $X_1(t)$ и общего объема валового накопления – $X_2(t)$ определяют поведение сезонной циклической составляющей на 99 %. Значение критерия Дарбина-Уотсона, равное 1,917, свидетельствует об отсутствии статистически значимой автокорреляции.

В уравнении (3.3.6) детерминированность сезонной цикличности валового внутреннего продукта на стадии использования доходов, как и ожидалось, сохраняется на том же уровне. Авторские ожидания обусловлены тем фактом, что валовое накопление основного капитала и изменение запасов материальных оборотных – аддитивные составляющие общей величины валового накопления. Поэтому в уравнении (3.3.6) фактор сезонности валового накопления $X_2(t)$ замещен двумя объясняющими переменными, а именно: фактором сезонности валового накопления основного капитала – $X_3(t)$ и сезонной составляющей изменения запасов материальных оборотных средств – $X_4(t)$. Общая детерминированность модели вследствие подстановки $X_3(t)$ и $X_4(t)$ взамен $X_2(t)$ не изменилась. При этом, однако, обнаружилась обратное по направлению взаимодействие новой объясняющей переменной $X_4(t)$ с объясняемой переменной сезонной цикличности валового внутреннего продукта. В результате параметр при факторе сезонности валового накопления основного капитала оказался статистически не значимой величиной. Тем не менее, он не удален из модели вследствие своей содержательной обусловленности.

В оценке по уравнению (3.3.6) критерий Дарбина-Уотсона при DW=1,931 свидетельствует об отсутствии статистически значимой автокорреляции. Следовательно, полученные значения параметров уравнения (3.3.6) представлены несмещенными оценками и заслуживают доверительного к ним отношения.

В заключение осуществим оценку вклада (доли, удельного веса) компонентов ВВП на стадии использования доходов в масштабы его сезонной цикличности, представив ее в форме таблицы 3.11.

Таблица 3.11 – Оценка вклада компонентов ВВП на стадии использования доходов в формирование сезонной составляющей квартальных показателей объема ВВП Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Вид деятельности	Стандартизованные коэффициенты регрессии	Парные коэффициенты корреляции	Частные коэффициенты детерминации, %
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
Расходы на конечное потребление	0,708564	0,99039	70,2
Валовое накопление	0,299018	0,96683	28,9
Валовой внутренний продукт на стадии использования доходов	–	–	99,1

Источник: собственная разработка по данным таблицы 3.9.

Таким образом, сезонная цикличность валового внутреннего продукта на стадии использования доходов на 70,2 % детерминирована сезонной составляющей расходов на конечное потребление и на 28,9 % – фактором сезонности валового накопления.

3.4 Статистическая диагностика циклов среднесрочной и краткосрочной периодичности

С помощью вычислительных операций статистической диагностики ставится задача, убедиться в том, что циклы по количественным признакам срочности и периодичности реально существуют. То, что в процессе сезонной декомпозиции квартальных показателей выделяется фактор сезонности, является бесспорным фактом.

В результате сезонной корректировки фактор сезонности, присущий квартальным показателям, устраняется. Тем самым мы убедились, что, будучи скорректированными на фактор сезонности, квартальные показатели свободны от его влияния. После всего этого предстоит убедиться в содержательной интерпретации динамики скорректированных на фактор сезонности уровней.

Следуя общей логике аналитических заключений, приходим к выводу, что скорректированные на фактор сезонности уровни квартальных показателей приводятся к условиям их годовой динамики. Убедимся в этом с использованием наглядных количественных оценок.

При исследовании динамики годовых и квартальных показателей описательная статистика использует две шкалы фактора времени. Измерение фактора времени при изучении динамики годовых показателей ведется по шкале фактора времени в годовых единицах отсчета. Единицей измерения фактора времени квартальных показателей является квартал, равный четверти года.

С целью достижения временной сопоставимости годовых и квартальных показателей введем приведенную шкалу фактора времени. В приведенной шкале фактора времени признак времени выражен непрерывной шкалой отсчета времени. В ней признак времени представлен как целыми, так и дробными числами.

Для того, чтобы на одной и той же временной оси стало возможным отразить не только годовые, но и квартальные показатели, достаточно задать признак времени с интервалом 0,25 года. В системе непрерывной шкалы фактора времени первое наблюдение будет относиться к временному признаку 0,25 года, а четвертое – к одному году. На такой шкале фактора времени, тем самым, становится возможным откладывать как квартальные, так и годовые уровни показателей.

Финальными вычислительными операциями приведения квартальных показателей к условиям их годовой динамики должны стать операции идентификации параметров траектории их движения (во времени). После приведения квартальных данных к условиям годовой динамики надлежит убедиться в том, что показатели квартальной и годовой периодичности отличаются между собой распределением только уровневых характеристик, но при полном совмещении параметров их движения во времени. Проиллюстрируем сказанное на данных таблицы 3.4.1 и построенного на их цифровой базе рисунка 3.4.1.

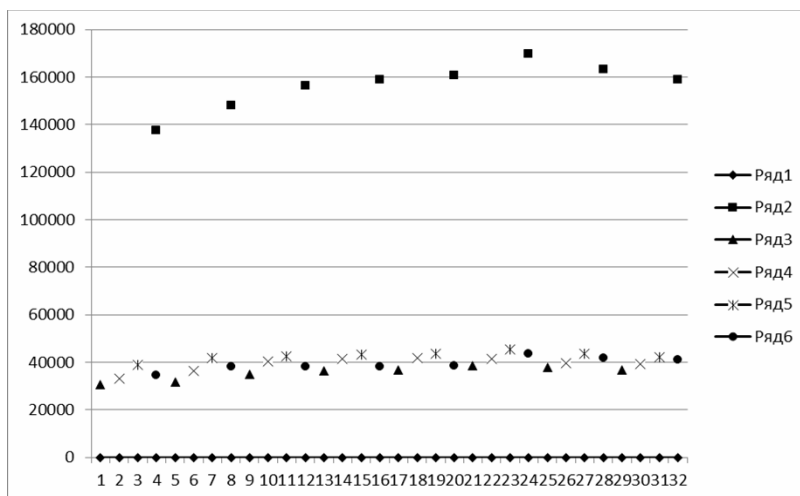
Таблица 3.4.1 – Показатели ВВП годовой и квартальной периодичности Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в системе приведенной шкалы фактора времени, в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год, квартал	Приведенная шкала фактора времени	Показатели ВВП годовой периодичности	Квартальные показатели ВВП			
			1 кв	2 кв	3 кв	4 кв
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>
2009 1 кв	0,25	–	30489,4			

Окончание таблицы 3.4.1

A	1	2	3	4	5	6
2 кв	0,50	–		33302,6		
3 кв	0,75	–			39020,9	
4 кв	1,00	137442,2				34629,3
2010 1 кв	1,25		31785,8			
2 кв	1,50			36373,4		
3 кв	1,75				41761,1	
4 кв	2,00	148081,3				38161,0
2011 1 кв	2,25		35139,7			
2 кв	2,50			40442,0		
3 кв	2,75				42451,3	
4 кв	3,00	156290,5				38257,5
2012 1 кв	3,25		36304,7			
2 кв	3,50			41514,8		
3 кв	3,75				43115,6	
4 кв	4,00	158996,5				38061,4
2013 1 кв	4,25		36667,7			
2 кв	4,50			41929,9		
3 кв	4,75				43546,8	
4 кв	5,00	160586,4				38442,0
2014 1 кв	5,25		38753,6			
2 кв	5,50			41574,7		
3 кв	5,75				45519,2	
4 кв	6,00	169604,9				43757,4
2015 1 кв	6,25		37960,4			
2 кв	6,50			39767,8		
3 кв	6,75				43585,0	
4 кв	7,00	163109,8				41796,6
2016 1 кв	7,25		36613,3			
2 кв	7,50			39228,4		
3 кв	7,75				42081,7	
4 кв	8,00	158988,9				41065,5

Источник: собственная разработка по данным таблицы 3.4



Легенда: ряд 1—приведенная шкала фактора времени от 0,25 до 8,00 лет по 16 наблюдениям показателей ВВП годовой периодичности и 32 наблюдениям квартальных показателей; ряд 2 — показатели ВВП годовой периодичности; ряд 3 — квартальные уровни ВВП за 1-й квартал 2009–2016 гг.; ряд 4—квартальные уровни ВВП за 2-й квартал 2009–2016 гг.; ряд 5 — квартальные показатели ВВП за 3-й квартал 2009–2016 гг.; ряд 6 — квартальные показатели ВВП за 4-й квартал 2009–2016 гг.

Рисунок 3.4.1 – Точечное представление уровней и динамики показателей объема ВВП годовой и квартальной периодичности Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы 3.4.1.

На рисунке 3.4.1 проиллюстрирована динамика квартальных показателей с годовым шагом фактора времени. Как нетрудно убедиться, по каждому квартальному показателю в отдельности она коинтегрирована с динамикой показателей ВВП годовой периодичности. Однако в пределах годового цикла квартальные показатели ведут себя по-иному.

Траектория их движения во времени отклоняется от траектории движения показателей с годовым шагом фактора времени. Наблюдается сезонное повышение квартальных уровней ВВП от первого к третьему кварталу с переломной точкой, относящейся к третьему. В четвертом квартале уровень квартальных показателей неизменно понижается в течение всего восьмилетнего периода.

Скоростной режим движения экономических показателей на более или менее продолжительных отрезках фактора времени характеризуется параметрами скорости, ускорения (замедления), а также параметром изменения ускорения [12]. Такая характеристика скоростного режима в равной мере присуща как показателям годовой периодичности, так и

квартальным показателям, приведенным к годовой динамике. Уровни квартальных показателей, скорректированные на фактор сезонности, содержат в себе не только регулярную, но и иррегулярную (случайную) составляющие. Регулярная составляющая экономической динамики совместима с описательной характеристикой скоростного режима показателей годовой периодичности.

ППП STATISTICA оптимизирует подбор математических функций, позволяющий сформировать как регулярную, так и иррегулярную составляющие. Регулярная составляющая квартальных показателей представлена при этом так называемой тренд-циклической компонентой. Всеми спектру возможных циклических составляющих экономической динамики отвечает полином n -го порядка. Уже при $n=3$, скоростной режим движения физического объема ВВП осуществляется по траектории полинома 3-го порядка с присущими ему параметрами скорости, ускорения (замедления) и изменений в параметрах ускорения или замедления [12, с. 28].

Проиллюстрируем взаимодействие динамики квартальных показателей ВВП и его тренд-циклической составляющей на базе данных таблицы 3.4.2 и рисунка 3.4.2. Рисунок 3.4.2 составлен по данным таблицы 3.4.2. Как видно, на нем квартальные уровни тренд-циклической компоненты ВВП функционально вписались в траекторию ее движения в приведенной системе фактора времени. Фактор сезонности удален из их состава, вследствие чего тренд-циклическая составляющая коинтегрирована с траекторией движения годовых показателей валового внутреннего продукта, все точки которой лежат выше (см. ряд 1). На их тесное взаимодействие указывает тот факт, что динамика показателей ВВП годовой периодичности на 99 % детерминирована траекторией движения его тренд-циклической составляющей.

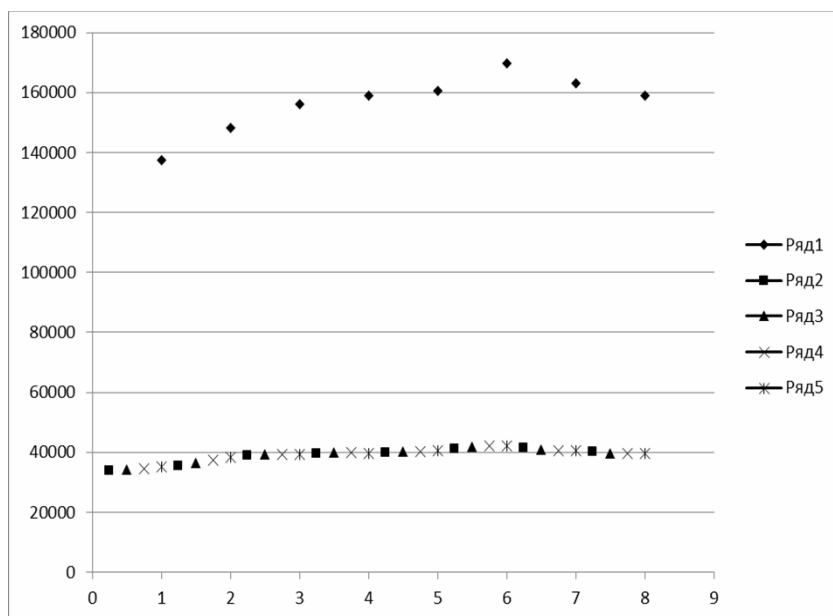
Тренд-циклическая составляющая ВВП представлена на рисунке 3.4.2 32 точками, в то время как траектория движения показателей валового внутреннего продукта годовой периодичности – только восемь. Аналитическое преимущество тренд-циклической составляющей квартальных показателей состоит в том, что на сравнительно коротком временном отрезке (в нашем случае он составляет 8 лет) становится возможным выявить и идентифицировать циклы среднесрочной и краткосрочной продолжительности. Этому способствует четырехкратное увеличение количества статистических наблюдений, а также разукрупнение единицы измерения фактора времени от одного года до 0,25 года или до одного квартала. Траектория тренд-циклической компоненты квартальных показателей валового внутреннего продукта неизменно проявляется вследствие удаления из наблюдаемых его уровней сезонной составляющей. Следовательно, в динамике ее уровней могут содержаться колебательные эффекты среднесрочной и краткосрочной продолжительности. Об этом свидетельствуют данные рисунка 3.4.2. В агрегированных данных годовых

показателей валового внутреннего продукта циклические колебания краткосрочной периодичности сглаживаются под воздействием эффекта агрегирования.

Таблица 3.4.2 – Показатели ВВП годовой периодичности и квартальные показатели его тренд-циклической составляющей по экономике Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в системе приведенной шкалы фактора времени, в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год, квартал	Приведенная шкала фактора времени	Показатели ВВП годовой периодичности	Квартальные показатели тренд-циклической составляющей ВВП			
			1 кв.	2 кв.	3 кв.	4 кв.
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>
2009 1 кв	0,25	–	33787,60			
2 кв	0,50	–		34073,21		
3 кв	0,75	–			34644,44	
4 кв	1,00	137442,2				35045,49
2010 1 кв	1,25		35641,03			
2 кв	1,50			36443,31		
3 кв	1,75				37519,17	
4 кв	2,00	148081,3				38397,40
2011 1 кв	2,25		38904,57			
2 кв	2,50			39149,86		
3 кв	2,75				39196,61	
4 кв	3,00	156290,5				39419,51
2012 1 кв	3,25		39725,94			
2 кв	3,50			39911,69		
3 кв	3,75				39777,90	
4 кв	4,00	158996,5				39740,99
2013 1 кв	4,25		40017,59			
2 кв	4,50			40245,75		
3 кв	4,75				40385,02	
4 кв	5,00	160586,4				40472,01
2014 1 кв	5,25		41032,66			
2 кв	5,50			41679,92		
3 кв	5,75				42263,80	
4 кв	6,00	169604,9				42236,66
2015 1 кв	6,25		41544,69			
2 кв	6,50			40873,08		
3 кв	6,75				40572,58	
4 кв	7,00	163109,8				40594,456
2016 1 кв	7,25		40142,09			
2 кв	7,50			39757,51		
3 кв	7,75				39673,44	
4 кв	8,00	158988,9				39631,41

Источник: собственная разработка по данным таблицы 3.4



Легенда: ряд 1 – наблюдаемые показатели ВВП годовой периодичности; ряд 2 – квартальные уровни тренд-циклической компоненты ВВП за 1-й квартал 2009-2016 гг.; ряд 3 – квартальные уровни тренд-циклической компоненты ВВП за 2-й квартал 2009-2016 гг.; ряд 4 – квартальные уровни тренд-циклической компоненты ВВП за 3-й квартал 2009-2016 гг.; ряд 5 – квартальные уровни тренд-циклической компоненты ВВП за 4-й квартал 2009-2016 гг.

По горизонтальной оси – признак времени в совмещенных единицах количества лет и кварталов (количество кварталов = числу лет, умноженному на 4).

Рисунок 3.4.2 – Точечное совмещение траекторий движения показателей объема ВВП годовой периодичности и тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВВП, приведенных к его годовой динамике, по экономике Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы 3.4.1 и таблицы 3.4

По квартальным данным тренд-циклической составляющей ВВП они могут быть обнаружены посредством аппроксимации авторегрессионной функции 2-го порядка. Ожидается, что эффект авторегрессионной функции 2-го порядка будет достигнут на статистически значимом уровне. При наличии циклов краткосрочной периодичности они проявятся в составе остаточного члена уравнения авторегрессии 2-го порядка. В справедливости сказанного убеждаемся по результатам разработки уравнения авторегрессии (3.47), выполненной по данным таблицы 3.5, которые приводятся в разделе

3.1.2. Уравнение (3.47) на 5-ти процентном уровне значимости аппроксимировано к данным тренд-циклической составляющей ВВП.

Далее, по результатам оцененных значений мультипликатора « b » и акселератора « c » по образцу уравнения (3.7) составляем характеристический полином 2-го порядка и находим его корни $\lambda_{1,2}$. Наличие комплексных корней является характерным признаком присутствия циклообразующих процессов. Для определения длины колебательной волны находим значение определяющего коэффициента дискриминанта. Оценка его значения выполняется по формуле (3.10) и далее по его значению, руководствуясь таблицей А.1 периодизации возможной продолжительности циклов экономической активности, находим приближенную оценку длины колебательного периода. Уточненные ее значения могут быть получены с применением формул (3.23)–(3.27).

Как показано в разделе 3.2.1, в оценке по исходным данным 32 квартальных наблюдений, приведенным в таблице 3.4, графа 7, определяющий коэффициент дискриминанта корней характеристического полинома составил 1,040. Обратившись с этим его значением к таблице А.2, устанавливаем, что при $k=1,040$ возможная продолжительность среднесрочного цикла составляет 30 кварталов, что соответствует 7,5 годам.

Такая же оценка продолжительности циклической составляющей ВВП среднесрочной периодичности получена и по исходным данным годовых показателей. Она приведена в разделе 3.1.1 и наглядно проиллюстрирована на рисунке 3.2. Доказательно установлено, что по критерию периодичности в тренд-циклической составляющей квартальных показателей валового внутреннего продукта воплощены две разновидности циклических компонентов: а) компонент среднесрочной и б) краткосрочной периодичности.

Количественная оценка циклообразующих процессов краткосрочной периодичности содержится в остаточном члене модели авторегрессии тренд-циклической составляющей ВВП. В модели авторегрессии она представлена временным рядом остаточного члена, численно равным разности между уровнями тренд-циклической составляющей и оцененными по уравнению авторегрессии значениями. Убеждаемся в сказанном по данным таблицы 3.5. В ней оценки составляющей краткосрочной периодичности приведены в графе 7. По данным рисунка 3.5 отчетливо прослеживается краткосрочная периодичность циклических колебаний ВВП продолжительностью от 3-4 кварталов в 2009–2010 гг. до 2-х кварталов в 2015–2016 гг.

В разделе 3.1.2 представлена спецификация циклических составляющих динамики квартальных показателей. Она выполнена в общих категориях, основываясь на предположении, что экономическая динамика не выходит за пределы полиномиального тренда 3-го порядка. Реальная действительность богаче выдвинутого предположения. Для описания ее колебательных процессов могут понадобиться полиномиальные функции более высоких порядков. В этой связи общую спецификацию циклических

составляющих дополним категориями фильтрации и идентификации колебательных процессов.

Категория «фильтрация» основывается на допущении возможного присутствия в экономической динамике колебательных процессов, превышающих 3-ю степень колеблемости. Для выявления и идентификации циклов среднесрочной и краткосрочной периодичности достаточно ограничиться третьим порядком колебательных процессов.

Это условие достигается посредством аналитического выравнивания исходных рядов тренд-циклических составляющих квартальных показателей по полиному 3-й степени. С помощью этой аналитической операции для дальнейших исследований пропускаются колебательные процессы, которые характеризуются параметрами скорости, ускорения и изменения ускорения как важнейших параметров экономического роста.

Колебательные процессы более высоких порядков при этом отсеиваются, то есть фильтруются. В статистическом моделировании отфильтрованные колебательные процессы учитываются в составе остаточного члена и объясняются эффектом влияния прочих, не учтенных факторов. Аналитическое выравнивание, как операцию экономической фильтрации, при этом рекомендуется выполнять по признаку приведенных значений фактора времени.

Тренд-циклические составляющие квартальных показателей ВВП и ВДС пяти основных видов экономической деятельности Республики Беларусь, полученные по результатам сезонной декомпозиции, показаны в таблице Г.1 приложения Г. По их данным выполнена оценка взаимодействия тренд-циклических составляющих ВВП $-Y(t)$ и ВДС основных видов экономической деятельности $-Z_i(t)$. Уравнение взаимодействия с оценками статистической значимости его параметров приводится ниже:

$$Y(t) = 21107,85 - 3,58Z_1(t) - 19,58Z_2(t) + 2,79Z_3(t) + 5,17Z_4(t) + 1,06Z_5(t) + u(t) \quad (3.4.1)$$

t-критерий: 5,284 -3,447 - 8,946 13,425 1,940 2,613
R=0,987 F(5,26)=191,95

где $Z_i(t)$ – тренд-циклические составляющие видов экономической деятельности: сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство $-Z_1(t)$; горнодобывающая промышленность $-Z_2(t)$; обрабатывающая промышленность $-Z_3(t)$; производство и распределение электроэнергии, газа и воды $-Z_4(t)$; строительство $-Z_5(t)$.

Параметры уравнения (3.4.1) по всем видам деятельности (за исключением «Производства и распределения электроэнергии, газа и воды»), а также уравнение в целом статистически значимы на 5-ти процентном уровне при высоких значениях коэффициентов множественной корреляции и детерминации. Основываясь на этом положении, приобретает значение проверка гипотезы о степени зависимости динамики объема ВВП от

циклических составляющих ВДС среднесрочной и краткосрочной периодичности, присущих основным видам экономической деятельности.

В процессе решения данной задачи выполнено тестирование фильтрации колебательных процессов квартальных показателей тренд-циклических составляющих валовой добавленной стоимости основных видов экономической деятельности. Протоколы оценки параметров полиномиальных трендов 3-го порядка тренд-циклических составляющих ВДС представлены рисунками Г.1–Г.5, а результаты трендовых оценок по основным видам экономической деятельности – в табличной форме приложений Г.2–Г.6.

По результатам фильтрации установлено, что циклы среднесрочной периодичности для вида экономической деятельности «Производство и распределение электроэнергии газа и воды» не характерны. Присущие этому виду деятельности колебательные процессы относятся к процессам краткосрочной периодичности. По остальным видам деятельности полиномиальная функция 3-го порядка значительно аппроксимирована к их тренд-циклическим составляющим, что является признаком присутствия в них циклических компонентов и среднесрочной, и краткосрочной периодичности (см. рисунок Г.1–Г.3 и Г.5).

На следующем этапе исследования полиномиальные тренды 3-й степени тренд-циклических составляющих квартальных показателей ВДС видов деятельности преобразуем в адекватные им модели авторегрессии 3-го порядка. Используем для этой цели аналитические алгоритмы (3.32)–(3.34) с тем только отличием, что для квартальных показателей аналитическое выравнивание выполняется по приведенной системе фактора времени. Продемонстрируем сказанное на данных полиномиального тренда 3-й степени применительно к квартальным показателям тренд-циклической составляющей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» как они представлены в таблице Г.2, графа 3. В графе 1 таблицы Г.7 эти данные процитированы и на их основе смоделированы лаговые переменные $X(t-1)$, $X(t-2)$, $X(t-3)$ и определены их приростовые значения $\Delta X(t-1)$ и $\Delta X(t-2)$ при $\Delta X(t-1) = X(t-1) - X(t-2)$, а также $\Delta X(t-2) = X(t-2) - X(t-3)$. Переменные $X(t-1)$, $\Delta X(t-1)$ и $\Delta X(t-2)$ являются объясняющими переменными объясняемой переменной-функции $X(t)$. Искомое уравнение – уравнение авторегрессии 3-го порядка. В разработке по данным таблицы Г.7 оно получило следующее аналитическое выражение

$$X(t) = 0,538761 + 1,000X(t-1) + 2,000\Delta X(t-1) - 1,000\Delta X(t-2) \quad (3.4.2)$$

$$\begin{array}{ccccccc} \text{t-критерий:} & 2562 & 14524271 & 1414909 & -370984 & & \\ & & R=1,000 & F(3,25)=131E12 & & & \end{array}$$

или

$$X(t) = 0,538761 + (1,000 + 2,000)X(t-1) - (2,000 + 1,000)X(t-2) + 1,000X(t-3) \quad (3.4.3)$$

при тех же оценках статистической значимости.

Протокол оценки параметров уравнений (3.4.2) и (3.4.3) приведен на рисунке Г.6. Напомним, что уравнение авторегрессии (3.4.2) разработано по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка и в силу единичного значения множественного коэффициента корреляции его траектория адекватно соответствует траектории полиномиального тренда 3-й степени. По этой же причине оно не содержит остаточного члена и поэтому оценкакритерия Дарбина-Уотсона не имеет смысла. Уравнение (3.4.3) вытекает из (3.4.2) и получено посредством перегруппировки объясняющих переменных.

Составом объясняющих переменных уравнения (3.4.3) объясняется его принадлежность к уравнениям авторегрессии, отличительным признаком которой является детерминированность последующих уровней показателя его предыдущими значениями. Уравнение (3.4.3) будет использовано в дальнейшем при разработке критерия однозначной идентификации параметров циклических составляющих среднесрочной и краткосрочной периодичности. В этом состоит его познавательная аналитическая ценность. К обсуждению проблемы идентификации параметров разрабатываемого уравнения авторегрессии и переходим. Ее решением предопределяется успешность вычленения и разграничения циклических составляющих среднесрочной и краткосрочной периодичности.

Уравнение авторегрессии в разработке по исходным данным полиномиального тренда соответствующего порядка не обязательно оценивать с применением метода наименьших квадратов. При заданной степени полиномиального тренда уравнения авторегрессии того же порядка будут отличаться между собой только свободным членом. Значение свободного члена при этом может быть оценено посредством исчисления производной соответствующего порядка, что и сам полиномиальный тренд.

Наличие статистически значимых оценок параметров полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклических составляющих ВДС является признаком отражения в них колебательных процессов среднесрочной и краткосрочной периодичности. Учитывая это обстоятельство, на примере исходных данных полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей ВДС по виду экономической деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» разработаем уравнение авторегрессии 2-го порядка.

Разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг. представлена в таблице Г.8, а протокол оценки ее параметров – на рисунке Г.7. Искомое уравнение авторегрессии, включая оценки статистической значимости его параметров, воспроизводится ниже

$$X(t) = 109,1435 + 0,9642X(t-1) + 0,8055\Delta X(t-1) + u(t) \quad (3.4.4)$$

t-критерий: 4,599 124,682 34,845

$$R=0,999 \quad F(2,27)=9115,5 \quad DW=0,1004$$

Уравнению (3.4.4) адекватно соответствует равнозначное ему уравнение (3.4.4а) с теми же оценками значимости

$$X(t) = 109,1435 + (0,9642 + 0,8055)X(t-1) - 0,8055X(t-2) + u(t). \quad (3.4.4a)$$

Оценки параметров и всего уравнения в целом по t и F критериям статистически значимы на 5-ти процентном уровне. Значение множественного коэффициента корреляции $R=0,999$ свидетельствует о высокой степени детерминированности объясняемой переменной-функции лаговыми ее значениями. В то же время следует обратить внимание на специфику применения критерия Дарбина-Уотсона. В уравнении (3.4.4) остаточный член не является случайно распределенной величиной. Он представлен значениями циклической составляющей краткосрочной периодичности. Ставится задача, разграничить циклические процессы среднесрочной и краткосрочной периодичности между собой. Возможное ее решение осуществляется посредством введения критерия разграничения и идентификации параметров уравнения авторегрессии. Показательно, что в качестве критерия разграничения адаптировано при этом использование критерия Дарбина-Уотсона. Идентификация параметров проводится по специальным аналитическим алгоритмам, к разработке которых приступаем со ссылкой на уравнение (3.4.4а). Перепишем его в общем виде как уравнение (3.4.5)

$$X(t) = A + (b+c)X(t-1) - cX(t-2) + u(t) \quad (3.4.5)$$

и к его аналитическому выражению присовокупим автокорреляционную функцию (3.4.6)

$$u(t) = \rho \cdot u(t-1) + \xi(t), \quad (3.4.6)$$

где ρ – параметр взаимодействия последующего и предыдущего уровней остаточного члена. Если его оценка статистически значима, то остаточный член $u(t)$ уравнения (3.4.5) не является независимо распределенным и взаимодействует с параметрами объясняющих переменных. В исследуемом контексте остаточный член $u(t)$ – циклическая составляющая краткосрочной периодичности. Его взаимодействие с параметрами уравнения авторегрессии приводит к смещению оценок параметров и вследствие этого нарушает причинно-следственные связи объясняющих переменных-факторов и результирующего показателя-функции. Во избежание этого преобразуем остаточный член уравнения (3.4.5) посредством подстановки в него функции (3.4.6). В результате уравнение авторегрессии 2-го порядка (3.4.5) с учетом функции взаимодействия (3.4.6) приводится к виду, обладающему статистически независимыми остатками $\xi(t)$

$$X(t) = A + (b+c)X(t-1) - cX(t-2) + \rho \cdot u(t-1) + \xi(t) \quad (3.4.7)$$

В уравнении (3.4.7) аддитивная его составляющая $\rho \cdot u(t-1)$ приобретает смысловое значение объясняющей переменной результирующего показателя-функции и не взаимодействует с параметрами лаговых переменных-регрессоров. Посредством аналогичного методологического подхода может быть объяснена результирующая переменная-функция применительно к временному периоду $t-1$, это можно записать так:

$$X(t-1) = A + (b+c)X(t-2) - cX(t-3) + u(t-1) \quad (3.4.8)$$

Из уравнения (3.4.8) находим значение его остаточного члена, равное

$$u(t-1) = X(t-1) - A - (b+c)X(t-2) + cX(t-3) \quad (3.4.9)$$

и подставляем его в уравнение (3.4.7). В результате выходим на искомую аналитическую спецификацию уравнения идентификации параметров

$$X(t) = (A - \rho A) + (b + c + \rho)X(t-1) - [c + \rho(b+c)]X(t-2) + \rho cX(t-3) + \xi(t) \quad (3.4.10)$$

Уравнение (3.4.10) – уравнение авторегрессии 3-го порядка, сопоставимое с уравнением (3.4.3). Различия между ними состоит только в том, что параметры уравнения (3.4.10) представлены в символах, а в уравнении 3.4.3 они получили количественное отображение. В уравнении (3.4.10) коэффициент регрессии при лаговой переменной 1-го порядка представлен суммой коэффициентов мультипликации, акселерации и параметра разграничения циклических составляющих среднесрочной и краткосрочной периодичности ρ , в то время как в уравнении (3.4.3) он отображен цифрой 3. Отсюда вытекает аналитическое тождество (3.4.11)

$$b + c + \rho = 3,0. \quad (3.4.11)$$

В процессе попарного сопоставления параметров при лаговых переменных второго и третьего порядков также устанавливаем существование следующих двух тождеств:

$$-[c + \rho(b+c)] = -3,0; \quad (3.4.12)$$

и соответственно:

$$\rho \times c = 1,0. \quad (3.4.13)$$

Аналитические тождества (3.4.11)–(3.4.13) являются тождествами идентификации параметров уравнения авторегрессии 2-го порядка. Уравнение авторегрессии тренд-циклической составляющей (3.4.4) квартальных показателей ВДС в разработке по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» обладает параметрами: $b=0,9642$; $c=0,8055$. Значение параметра ρ находим, руководствуясь расчетным алгоритмом $\rho = 1 - 0,5 \cdot DW$. Убеждаемся, что при значении критерия Дарбина-Уотсона $DW=0,1004$ параметр ρ составит 0,9498. В процессе идентификации находим, что ни одно из аналитических тождеств (3.4.11)–(3.4.13) не подтверждается.

По собственному опыту автора расчетная оценка параметра ρ по данным критерия Дарбина-Уотсона дает приближенные результаты. Более точные его оценки могут быть получены с применением автокорреляционной функции (3.4.6) или уточненная по методу Дарбина оценка параметров модели авторегрессии [6, с. 313]. В авторском исполнении предпочтение отдано второму методологическому подходу, который вместе с уточнением параметра ρ уточняет и значения коэффициентов мультипликации « b » и акселерации « c ». Уточненная по методу Дарбина оценка параметров уравнения авторегрессии 2-го порядка, выполненная по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., дала следующие результаты:

$$X_1(t) = 136,0313 + 0,9556X_1(t-1) + 0,8030\Delta X(t-1) + 1,2414u(t-1) + \xi(t) \quad (3.4.14)$$

t-критерий: 90958 1961265 582007 85864
 $R=1,000$ $F(3,25)=135E10$

Компьютерный протокол оценки параметров уравнения (3.4.14) показан на рисунке Г.8.

Все параметры уравнения (3.4.14) и уравнение в целом статистически значимы при единичном значении множественного коэффициента корреляции. В сущности, это означает, что в уравнении (3.4.14) все его параметры уточнены таким образом, что они отвечают условиям однозначной идентификации.

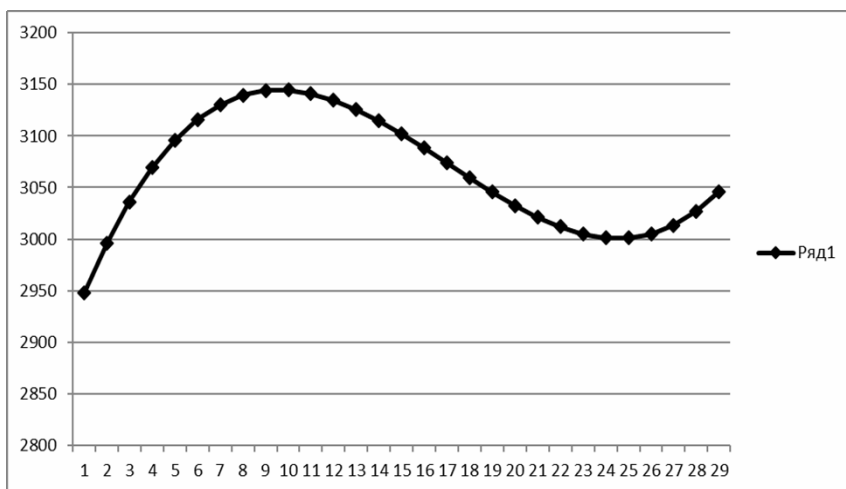
Проверка, выполненная в соответствии с алгоритмами (3.4.11)–(3.4.13), подтверждает это. Так, в результате проверки условия (3.4.11) находим, что $b+c+\rho = 0,9556+0,803+1,2414=3,0$. То есть условие выполняется. Подстановка данных в условие (3.4.13) также убеждает нас о его выполнении, так как $\rho \times c = 1,2414 \times 0,803 \approx 1,0$. Условие (3.4.12) выполняется с небольшой погрешностью, что можно отнести на ошибки округления. Параметр разграничения ρ циклических компонентов разграничивает циклические составляющие среднесрочной и краткосрочной периодичности на две независимые аддитивные переменные таким образом, что их сумма полностью объясняет результативную переменную $X_1(t)$. Из них первая составляющая представлена уравнением авторегрессии 2-го порядка, а вторая – произведением коэффициента разграничения ρ на $u(t-1)$.

Уточненная по методу Дарбина разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг. приведена в таблице Г.9. В графах 2–4 этой таблицы помещены факторные переменные модели авторегрессии (3.4.14), объясняющие поведение переменной-функции. Объясняемая переменная $X_1(t)$, показанная в графе 1, однозначно (на 100 %) детерминирована переменными-регрессорами, о чем свидетельствуют

нулевые значения остатков (графа 7). Объясняемая переменная $X_t(t)$ представлена полиномиальным трендом 3-го порядка. В силу этого она воплощает в себе колебательные процессы среднесрочной и краткосрочной периодичности.

Аддитивная составляющая $1,2414u(t-1)$ уравнения (3.4.14) объясняет поведение колебательных процессов кратковременной периодичности, в то время как параметрами авторегрессии (три первых компоненты) объясняется циклическая составляющая среднесрочной продолжительности.

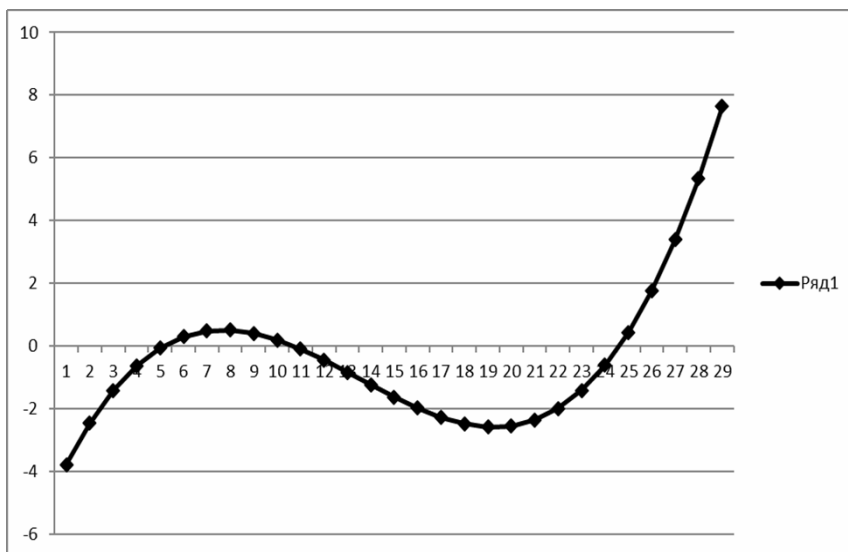
Циклические составляющие краткосрочной и среднесрочной периодичности помещены в графах 5 и 6 таблицы Г.9. По данным граф 5 и 6 таблицы Г.9 динамика циклических составляющих среднесрочной и краткосрочной периодичности квартальных показателей валовой добавленной стоимости по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» представлена на рисунках 3.4.3 и 3.4.4.



По горизонтальной оси времени – порядковые номера кварталов

Рисунок 3.4.3—Динамика циклической составляющей среднесрочной периодичности квартальных показателей валовой добавленной стоимости по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009-2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.9.



По горизонтальной оси времени – порядковые номера кварталов

Рисунок 3.4.4 – Динамика циклической составляющей краткосрочной периодичности квартальных показателей объема ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.9.

По данным рисунка 3.4.3 находим, что циклическая составляющая среднесрочной периодичности квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за анализируемый временной период определяется примерно 24,5 кварталами. По циклам краткосрочной периодичности (рис.3.4.4) в течение 2009–2016 гг. произошло укрупнение интервалов колеблемости с 6 до 13 кварталов.

Не исключено, что кому-то графический метод оценки длины колебательной волны может показаться сомнительным. В дополнение к нему рекомендуем аналитический подход. Так, по данным графы 6 таблицы Г.9 можем выполнить аналитическое выравнивание уровней составляющей среднесрочной периодичности по фактору времени.

Аналитически авторегрессионной функции 2-го порядка адекватно соответствует полином второй степени. По данным циклической составляющей среднесрочной периодичности в авторской разработке при

статистически значимых оценках получено следующее уравнение полинома второй степени:

$$\hat{X}(t) = 3019,279 + 13,532t - 0,533t^2 \quad (3.4.15)$$

По уравнению (3.4.15) найдем оцененное значение циклической составляющей при единичном значении фактора времени. Для этого в уравнение (3.4.15) подставим значение t , равное 1. При $t=1$ трендовая оценка циклической составляющей составит:

$$\hat{X}(t=1) = 3019,279 + 13,532 \times 1 - 0,535 \times 1 = 3032,278.$$

Полученную оценку уравнения переносим на левую сторону и приравняем его к нулю, как показано ниже:

$$(3019,279 - 3032,278) + 13,532 \times t - 0,535 \times t^2 = 0;$$

Или:

$$-12,999 + 13,532 \times t - 0,535 \times t^2 = 0.$$

Решаем полученное уравнение относительно неизвестных значений t :

$$t_{1,2} = \frac{-13,532 \pm \sqrt{13,532^2 - 4 \times 0,533 \times 12,999}}{-2 \times 0,535} = \frac{-13,532 \pm 12,462}{-1,07}.$$

Находим искомые корни t_1 и t_2 :

$$t_1 = \frac{-13,532 + 12,462}{-1,07} = \frac{-1,07}{-1,07} = 1,0;$$

$$t_2 = \frac{-13,532 - 12,462}{-1,07} = \frac{-25,994}{-1,07} = 24,3.$$

Найденные значения корней показывают таким образом, что длина колебательной волны укладывается в интервал 24,3 кварталов или более 6 лет (цикл Жугляра, или «деловой цикл», продолжительностью 6–8 лет), что практически совпадает с полученной оценкой по графическому методу.

По образу и подобию моделирования и оценки циклических составляющих квартальных показателей валовой добавленной стоимости по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» аналогичные исследования проведены по другим видам экономической деятельности.

Разработка моделей авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-й степени тренд-циклических составляющих квартальных показателей ВДС по видам деятельности «Горнодобывающая промышленность», «Обрабатывающая промышленность» и «Строительство» выполнена в таблицах Г.10–Г.12.

Компьютерные протоколы оценки их параметров представлены на рисунках Г.9–Г.11. Полученные по ним оценки параметров подвергнуты идентификации с использованием аналитических идентификационных алгоритмов (3.4.11)–(3.4.13). Однозначная идентификация параметров уравнений авторегрессии 2-го порядка по трем поименованным выше видам деятельности не подтвердилась. По этой причине пришлось выполнить уточненные оценки параметров с учетом рекомендаций Дарбина.

Уточненная по методу Дарбина разработка моделей авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по горнодобывающей промышленности, обрабатывающей промышленности и строительству выполнена в таблицах Г.13–Г.15.

Компьютерные протоколы оценки их параметров помещены на рисунках Г.12–Г.14. В аналитических целях уравнения авторегрессии по уточненной оценке параметров по трем из названных видов экономической деятельности воспроизводятся ниже, в том числе:

А) по горнодобывающей промышленности:

$$X_2(t) = 6,559 + 0,980X_2(t-1) + 0,931\Delta X_2(t-1) + 1,089u(t-1) \quad (3.4.16)$$

t-критерий: 242165 14211762 1878741 74210
 R=1,000 F(3,25)=996E11

Б) по обрабатывающей промышленности:

$$X_3(t) = 120,882 + 0,987X_3(t-1) + 0,879\Delta X_3(t-1) + 1,135u(t-1) \quad (3.4.17)$$

t-критерий: 49308 3997345 1014008 17241
 R=1,000 F(3,25)=654E10

В) по виду деятельности «Строительство»:

$$X_5(t) = -6,663 + 1,000X_5(t-1) + 0,993\Delta X_5(t-1) + 0,783u(t-1) \quad (3.4.18)$$

t-критерий: -29201 15253041 3224145 12,000
 R=1,000 F(3,25)=172E12

Все три уравнения статистически значимы при единичном значении коэффициента тесноты связи, что свидетельствует об однозначной идентификации параметров.

По уточненным оценкам параметров определены показатели длины колебательной волны циклических составляющих среднесрочной периодичности. По горнодобывающей промышленности она составила более 40 кварталов или более 10 лет; в обрабатывающей промышленности – 60 кварталов, что соответствует 15 годам; по виду деятельности «Строительство» – 28 кварталов или 7 лет.

При этом по видам экономической деятельности «Горнодобывающая промышленность» и «Обрабатывающая промышленность» циклы измерены по верхней точке отсчета; по видам деятельности «Сельское хозяйство,

охота, лесное и рыбное хозяйство», а также «Обрабатывающая промышленность» – по нижним поворотным точкам циклической динамики.

3.5 Статистическое моделирование и анализ взаимодействия циклических составляющих ВВП и ВДС на стадии образования доходов

Статистическая наука изучает массовые явления и процессы и выявляет присущие им закономерности. Спецификация закономерностей поведения массовых явлений – сложный познавательный процесс, который осуществляется с привлечением специальных методов оценки параметров причинно-следственных взаимосвязей.

Одним из важнейших требований получения значений параметров, заслуживающих доверие исследователя, является их оценка по данным достаточно больших статистически однородных совокупностей. Сформировать такие совокупности по данным временных рядов с годовым признаком фактора времени – достаточно проблематично. Существует возможность увеличить количество наблюдений за короткий временной отрезок за счет разработки показателей квартальной или месячной периодичности. При таком подходе, возникает, однако, фактор сезонности, а вместе с ним и последствия, вызываемые автокорреляцией возмущений.

В разделах 3.1.2 и 3.2 выполнена сезонная декомпозиция квартальных показателей валового внутреннего продукта и валовой добавленной стоимости основных видов экономической деятельности. По ее результатам уровни показателей квартальной периодичности скорректированы на фактор сезонности. Обнаружено, что скорректированные на фактор сезонности показатели обладают регулярной и иррегулярной составляющими. Иррегулярная составляющая выполняет роль случайных возмущений.

Регулярная составляющая представлена тренд-циклической компонентой. В разделе 3.1.2 дана содержательная характеристика составляющих экономической динамики, а в разделе 3.4 выполнена статистическая диагностика циклов среднесрочной и краткосрочной периодичности. По ее результатам в составе тренд-циклических составляющих квартальных показателей ВДС основных видов экономической деятельности вычленены циклические составляющие среднесрочной и краткосрочной периодичности. Они помещены в графах 5 и 6 таблиц Г.9 и графах 4 и 5 таблиц Г.13–Г.15.

Основываясь на том факте, что ВВП в оценке по производственному методу формируется из показателей объемов ВДС видов экономической деятельности, а также на том, что циклические составляющие и ВВП, и ВДС вычленялись с использованием одной и той же методологии, в настоящем исследовании поставлена следующая задача. Необходимо проверить, насколько циклические составляющие ВДС видов экономической деятельности детерминируют, объясняют поведение тренд-циклической составляющей объема ВВП. Выдвинутая гипотеза проверена посредством разработки уравнения регрессии тренд-циклической составляющей $ВВП=Y(t)$

в зависимости от соответствующих циклических компонентов квартальных показателей валовой добавленной стоимости основных видов экономической деятельности – $Z_i(t)$. К их составу отнесены виды деятельности сферы производства товаров, в том числе: сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство – $Z_1(t)$; горнодобывающая промышленность – $Z_2(t)$; обрабатывающая промышленность – $Z_3(t)$; производство и распределение электроэнергии, газа и воды – $Z_4(t)$; строительство – $Z_5(t)$.

Ранее, посредством разработки уравнения (3.4.1) была установлена высокая степень детерминированности тренд-циклической составляющей ВВП его составляющими компонентами по названным пяти видам экономической деятельности. Согласно оценке по F-критерию уравнение (3.4.1) оказалось статистически значимым на 5-ти процентном уровне при отсутствии статистически значимой оценки по объясняющей переменной $Z_4(t)$, относящейся к виду деятельности «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды».

В интересах поиска более высокой степени детерминированности тренд-циклической составляющей ВВП переменная $Z_4(t)$ была исключена из состава объясняющих переменных. Вместе с тем с целью устранения автокорреляции в остатках в модель включен компонент автокорреляционной функции [6, с. 313]. Расчет выполнен по данным граф 1-6 таблицы Д.1. Протокол оценки параметров приведен на рисунке Д.1 приложения Д. Результаты получения оцененных значений тренд-циклической составляющей ВВП по ее объясняющим переменным помещены в графах 7 и 8 таблицы Д.1 и воспроизводятся в форме уравнения (3.5.1)

$$Y(t) = 27542,25 - 3,59Z_1(t) - 22,27Z_2(t) + 2,67Z_3(t) + 1,49Z_5(t) + 1,00u(t-2) + \xi(t) \quad (3.5.1)$$

t-критерий: 21,993 -5,241 -17,614 16,631 5,756 6,537

R=0,992 F(5,24)=312,93 DW=1,786

где $Z_i(t)$ – тренд-циклические составляющие видов экономической деятельности:

сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство – $Z_1(t)$;

горнодобывающая промышленность – $Z_2(t)$;

обрабатывающая промышленность – $Z_3(t)$;

производство и распределение электроэнергии, газа и воды – $Z_4(t)$
(опущена по причине малой значимости параметра);

строительство – $Z_5(t)$.

Производство и распределение электроэнергии, газа и воды, как вид экономической деятельности, принимает участие в циклообразующих процессах экономической динамики на уровне формирования циклических составляющих краткосрочной периодичности. Знаки при коэффициентах уравнения регрессии (3.5.1) указывают на наличие (+) или отсутствие (-) процессов коинтеграции динамики тренд-циклических составляющих соответствующих видов экономической деятельности с динамикой тренд-

циклических компонентов квартальных показателей ВВП. В аналитических целях уравнение (3.5.1) перепишем в общем виде как оно представлено ниже

$$Y(t) = \theta + \alpha_1 Z_1(t) + \alpha_2 Z_2(t) + \alpha_3 Z_3(t) + \alpha_5 Z_5(t) + \rho_k v(t-2) + \xi(t), \quad (3.5.1a)$$

где α_i – коэффициенты регрессии при объясняющих переменных Z_i , характеризующие вклад i -го вида деятельности в колебательный процесс тренд-циклической составляющей ВВП;

ρ_k – параметр (коэффициент автокорреляции) автокорреляционной функции k -го порядка.

В тренд-циклических составляющих квартальных показателей ВВП и объемов ВДС видов деятельности воплощены циклические процессы не ниже 4-й степени колеблемости. Это подтверждается аналитическим выравниванием уровней временных рядов тренд-циклических составляющих квартальных показателей ВДС видов экономической деятельности по полиномиальным функциям 3-й степени, результаты которого отражены в таблицах Г.2–Г.6 и протоколах компьютерных расчетов, показанных на рисунках Г.1–Г.5 приложения Г. Полученный при этом остаточный член относится к циклическим составляющим кратковременной периодичности, соответствующим 4-му и более высоким порядкам колеблемости.

Обозначим его символом $\mu(t)$. По результатам выполненной диагностики циклический компонент $\mu_i(t)$ краткосрочной периодичности высших порядков определен разностью между наблюдаемым значением тренд-циклической составляющей i -го вида деятельности $Z_i(t)$ и его полиномом 3-й степени. Полиномиальные значения тренд-циклических составляющих 3-го порядка помещены в графе 3, а циклический компонент краткосрочной периодичности $\mu_i(t)$ – в графе 4 таблиц Г.2–Г.6. Вследствие этого взаимосвязь между ними специфицируется тождеством (3.5.2).

$$X_i(t) + \mu_i(t) = Z_i(t). \quad (3.5.2)$$

Аналитически доказана и эмпирически подтверждена однозначная (стопроцентная) аппроксимация авторегрессии 3-го порядка к временному ряду оцененных уровней полиномиального тренда 3-й степени. В настоящем исследовании доказательная часть этого положения представлена разработкой уравнений авторегрессии 3-го порядка (3.32) – (3.34) по исходным данным полиномиального тренда 3-й степени, приведенным в графе 2 таблицы А.3, а также результатами компьютерных расчетов, представленных в таблице Г.7.

В составе и с помощью уравнения авторегрессии 3-го порядка в разработке по исходным данным полиномиального тренда 3-й степени однозначно идентифицированы параметры уравнения авторегрессии 2-го порядка и вследствие этого в составе полиномиального тренда 3-й степени тренд-циклической составляющей удалось вычленить циклические составляющие среднесрочной и краткосрочной периодичности. Циклическая

составляющая среднесрочной периодичности представлена при этом уравнением авторегрессии 2-го порядка, а составляющая краткосрочной периодичности – произведением коэффициента разграничения ρ на остаточный член за предшествующий временной период. Со ссылкой на уточненную по методу Дарбина разработку модели авторегрессии 2-го порядка [6, с. 313], полиномиальный тренд 3-го порядка $X_i(t)$ тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС видов деятельности приобретает следующую форму аналитической записи:

$$X_i(t) = A_i + b_i X_i(t-1) + c_i \Delta X_i(t-1) + \rho_i \cdot v_i(t-1) + \xi_i(t) \quad (3.5.3)$$

Или:

$$X_i(t) = \hat{X}_i(t) + \rho_i \cdot v_i(t-1) + \xi_i(t), \quad (3.5.3a)$$

где: $\hat{X}_i(t) = A_i + b_i X_i(t-1) + c_i \Delta X_i(t-1)$ – уравнение авторегрессии 2-го порядка в разработке по оцененным значениям полиномиального тренда 3-й степени тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС i -го вида экономической деятельности;
 ρ_i – коэффициент разграничения циклических составляющих среднесрочной и краткосрочной периодичности в разработке по образцу критерия Дарбина-Уотсона.

В составе уравнения (3.5.3a) компонент авторегрессии $\hat{X}_i(t)$ – циклическая составляющая среднесрочной периодичности, а его составной элемент $\rho_i \cdot v_i(t-1)$ – циклическая составляющая краткосрочной периодичности в разработке по i -му виду деятельности как параметр, отвечающий за изменение процессов ускорения (замедления) экономической динамики.

Аналитические операции по компьютерному разложению полиномиального тренда 3-го порядка на циклические составляющие среднесрочной и краткосрочной периодичности, выполненные на фактических материалах видов экономической деятельности Республики Беларусь за 2009–2016 гг., отражены в таблицах Г.9 и Г.13–Г.15.

Вследствие подстановки уравнения (3.5.3) в (3.5.2), выходим на развернутую оценку тренд-циклической составляющей i -го вида деятельности с учетом ее составных компонентов. Ее аналитическая спецификация выразится формулой (3.5.4):

$$Z_i(t) = \mu_i(t) + X_i(t) = \mu_i(t) + \{[A_i + b_i X_i(t-1) + c_i \Delta X_i(t-1)] + \rho_i \cdot v_i(t-1)\} + \xi_i(t) \quad (3.5.4)$$

Или:
$$Z_i(t) = \mu_i(t) + X_i(t) = \mu_i(t) + \hat{X}_i(t) + \rho_i \cdot v_i(t-1) + \xi_i(t), \quad (3.5.4a)$$

где $\mu_i(t)$ – циклическая составляющая краткосрочной периодичности i -го вида деятельности, формирующаяся за счет колебательных процессов полиномиальных трендов 4-го и более высоких порядков;

$A_i + b_i X_i(t-1) + c_i \Delta X_i(t-1) = \hat{X}_i(t)$ – циклическая составляющая среднесрочной периодичности i -го десятилетия в оценке по уравнению авторегрессии 2-го порядка;
 $\rho_i \cdot v_i(t-1)$ – циклическая составляющая краткосрочной периодичности по i -му виду деятельности, сформированная под воздействием полиномиальных процессов 3-го порядка при ρ_i – коэффициент разграничения составляющих среднесрочной и краткосрочной периодичности;
 $v_i(t-1)$ – остаточный член уравнения авторегрессии 2-го порядка, обладающего однозначно идентифицированными значениями параметров в предшествующем временном периоде;
 $\xi_i(t)$ – независимо распределенные остатки уравнения авторегрессии. В оценке по методу Дарбина они приобретают нулевые значения.

Формула (3.5.4) предназначена для оценки трех типов циклических составляющих применительно к каждому отдельному, то есть i -му виду экономической деятельности. В результате ее подстановки в (3.5.1) выходим на интегральную оценку тренд-циклической составляющей валового внутреннего продукта $Y(t)$ с учетом вклада в нее трех разновидностей циклических компонентов, а именно:

$$Y(t) = \theta + \sum_{i=1} \alpha_i \mu_i(t) + \sum_{i=1} \alpha_i \hat{X}_i(t) + \sum_{i=1} \alpha_i \rho_i v_i(t) + \rho_k v(t-2) + \xi(t), \quad (3.5.5)$$

где θ – свободный член тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВВП, символизирующий квартальный его объем во временном периоде, предшествующем первому наблюдению;

$\sum_{i=1} \alpha_i \mu_i(t)$ – циклическая составляющая краткосрочной периодичности, детерминированная колебательными процессами 4-го и более высоких порядков квартальных показателей ВДС видов деятельности;

$\sum_{i=1} \alpha_i \hat{X}_i(t)$ – циклическая составляющая ВВП среднесрочной периодичности, обусловленная циклическими составляющими ВДС видов экономической деятельности;

$\sum_{i=1} \alpha_i \rho_i v_i(t)$ – циклическая составляющая ВВП краткосрочной периодичности, обусловленная колебательными процессами 3-го порядка ВДС видов экономической деятельности;

$\rho_k u(t-2)$ – компонент динамического процесса ВВП, эквивалентный автокорреляции возмущений;

$\xi(t)$ – независимо распределенные значения остаточного члена.

Количественная оценка трех типов циклических составляющих динамики ВВП, сформированных в соответствии с формулой (3.5.5), представлена в таблицах Д.2–Д.4. Сводные их оценки размещены в графе 14 соответствующих таблиц. В сводных оценках агрегирован вклад четырех видов экономической деятельности. Производство и распределение электроэнергии, газа и воды как вид деятельности в моделировании сводных оценок типов циклических составляющих участия не принимал по причине отсутствия статистически значимой связи.

Для подтверждения выполненной типизации циклических составляющих экономической динамики по критерию продолжительности разработаны графики. Они представлены на рисунках 3.5.1–3.5.3.

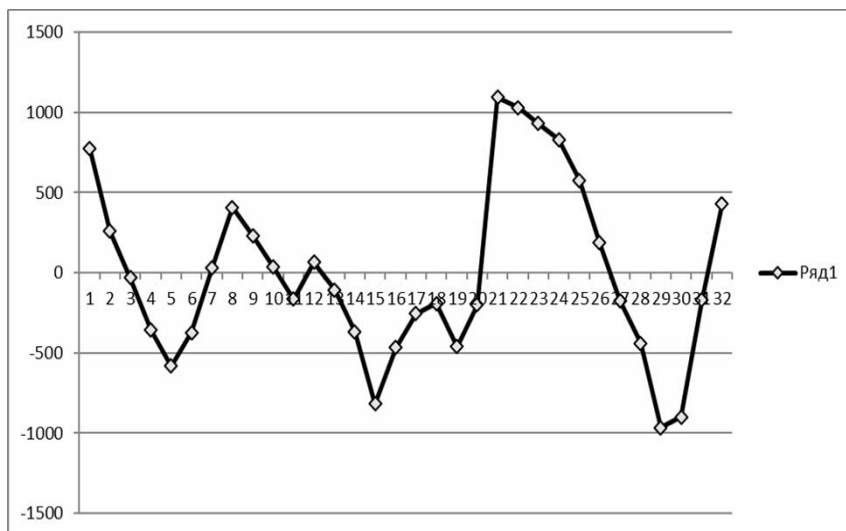


Рисунок 3.5.1 – Динамика циклической составляющей краткосрочной периодичности ВВП, детерминированная колебательными процессами 4-й и более высоких степеней квартальных показателей валовой добавленной стоимости видов экономической деятельности сферы производства товаров Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Д.2, графа 13.

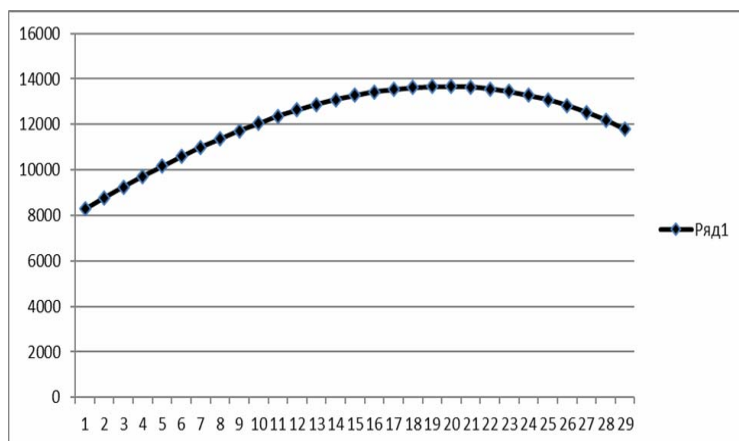


Рисунок 3.5.2 – Динамика циклической составляющей Среднесрочной периодичности объема ВВП, детерминированная колебательными процессами 2-го порядка объема ВДС видов экономической деятельности сферы производства товаров Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Д.3, графа 13.

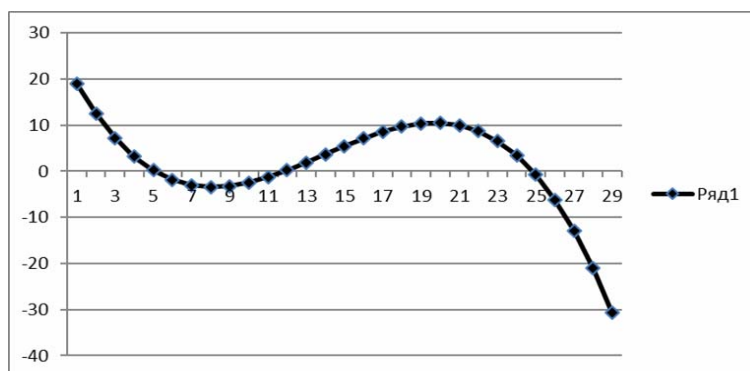
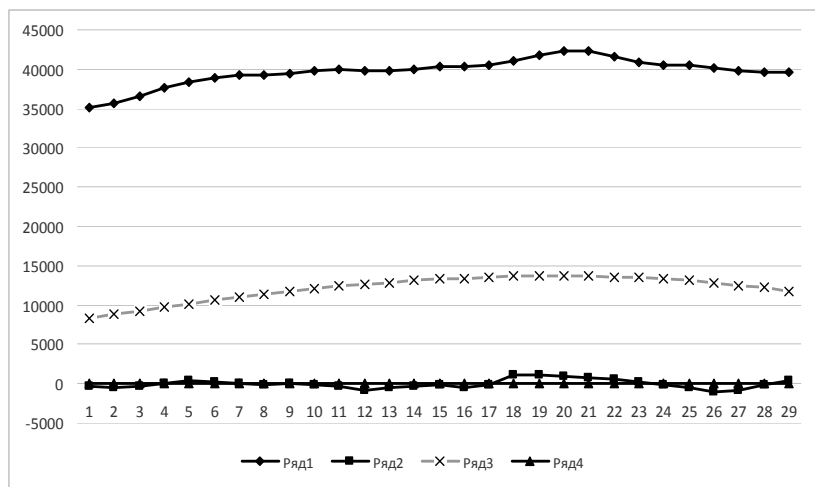


Рисунок 3.5.3– Динамика циклической составляющей краткосрочной периодичности ВВП, детерминированная колебательным процессом 3-го порядка валовой добавленной стоимости видов экономической деятельности сферы производства товаров Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Д.4, графа 13.



Легенда: ряд 2-й – динамика циклической составляющей краткосрочной периодичности ВВП, детерминированная колебательными процессами 4-й и более высоких степеней квартальных показателей валовой добавленной стоимости видов экономической деятельности; ряд 3-й – циклическая составляющая ВВП среднесрочной периодичности, обусловленная динамикой ВДС видов экономической деятельности; ряд 4-й – динамика циклической составляющей краткосрочной периодичности ВВП, обусловленная колебательными процессами 3-го порядка ВДС видов экономической деятельности сферы производства товаров.

По горизонтальной оси – порядковые номера кварталов.

Рисунок 3.5.4 – Взаимодействие тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВВП (ряд 1-й) и циклических составляющих валовой добавленной стоимости видов экономической деятельности сферы производства товаров Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблиц Д.1 и Д.2–Д.4.

Первый тип циклической составляющей сформирован из отфильтрованных значений остаточного члена полиномиального тренда 3-го порядка. Ее траектория, тем самым, детерминирована колебательными процессами 4-го и более высоких порядков. Определяющий ее колебательный процесс неоднородный, спорадический. Вследствие этого в траектории этого типа циклической составляющей присутствуют краткосрочные циклические колебания различной продолжительности, что подтверждается данными рисунка 3.5.1. Для их упорядочения понадобится разложение динамического процесса по однородным степеням колеблемости.

Колебания первого типа циклической составляющей накладываются на траекторию колебательной волны циклической составляющей 3-го типа.

Циклическая составляющая среднесрочной периодичности обусловлена однородным колебательным процессом, соответствующим полиному 2-го порядка. Продолжительность ее колебательного периода может быть определена с применением трех методологических подходов. По методологии первого подхода (варианта оценки) необходимо выполнить разработку уравнения авторегрессии 2-го порядка, а затем по значениям его параметров составить характеристический полином, найти его корни, а также определяющий коэффициент дискриминанта корней и, наконец, по значению определяющего коэффициента дискриминанта корней с применением таблицы приложения А.1 определить длину колебательной волны. С аналитическими выкладками эта методология изложена в разделе 3.1.1.

Второй вариант оценки предполагает: 1) по данным таблицы Д.3, графа 14 выполнить разработку полинома 2-го порядка; 2) при заданном значении 1-го корня $t_1=1$ найти значение второго корня. Значение второго корня, то есть t_2 , укажет на длину колебательной волны. По исходным данным графы 14 таблицы Д.3 автором получено следующее уравнение полиномиального тренда 2-го порядка

$$Y(t) = 53933,807 + 2941,537t - 264,454t^2 \quad (3.5.6)$$

Оценка второго корня уравнения (3.4.6) при заданном значении $t_1=1$ дало второе значение $t_2=10,1$. Тем самым установлена продолжительность цикла среднесрочной периодичности. Она составляет 10,1 года.

Ранее в разделе 3.4 в процессе диагностики циклов получены оценки длины колебательной волны циклической составляющей среднесрочной периодичности видов деятельности от 6 до 15 лет, в том числе: по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» – 6 лет; в горнодобывающей промышленности – более 10 лет; в обрабатывающей промышленности – 15 лет; в строительстве – 7 лет. Полученную оценку по этой же составляющей в размере 10,1 года применительно к ВВП следует рассматривать как равнодействующую величину по экономике страны, сформированную под воздействием поименованных выше четырех видов экономической деятельности.

По графическому методу применительно к данным рисунка 3.5.2 находим верхнюю переломную точку. Она припадает на 20-й квартал. Далее прикидываем, что динамический процесс, следуя по траектории полиномиального тренда (3.5.6), достигнет значения начальной, стартовой точки примерно через 20 кварталов. Тем самым, находим графически оцененную длину цикла, равную 40 кварталам, с выходом на 10-ти летнюю ее оценку.

Третий тип циклической составляющей обусловлен колебательным процессом, дополняющим полином 2-го порядка до 3-го порядка, и содержательно объясняет изменение процессов ускорения (замедления) в

зависимости от знака. В анализируемой ситуации проявился усиливающийся процесс замедления экономической динамики, так как отклонения от циклической траектории среднесрочной периодичности в зону отрицательных значений возросли, и амплитуда колебательного процесса увеличилась.

$$Y(t) = A + \varphi_1 \chi_1(t) + \varphi_2 \chi_2(t) + \varphi_3 \chi_3(t) + \xi(t), \quad (3.5.7)$$

По результатам оценки параметров, представленной в приложении Д (рисунок Д.1) уравнение (3.5.7) приобрело следующий вид:

Параметры уравнения (3.5.7а) и уравнение в целом статистически значимы в оценке t и F критериям. Сводная составляющая краткосрочной периодичности X_3 является характеристикой процессов замедления скорости экономического роста на анализируемом отрезке фактора времени. Сводная циклическая составляющая χ_1 накладывается на χ_3 с выходом на формирование совместного эффекта их взаимодействия. С учетом этой их особенности заключаем, что темпы эффектов замедления убывают. Основным источником экономической динамики остается циклическая составляющая среднесрочной периодичности χ_2 . В течение 2001–2016 гг. она дважды накладывалась на долгосрочный цикл экономической динамики. Общая продолжительность долгосрочного цикла оценена в 30 лет с трехкратным наложением на нее циклической составляющей среднесрочной периодичности.

Поставлена задача дать оценку вклада типов циклических компонентов в динамику тренд-циклической составляющей объема ВВП. Ее решение осуществлено посредством разработки частных коэффициентов детерминации. Необходимые для этого значения парных коэффициентов корреляции разработаны и представлены матрицей, которая приводится на рисунке Д.2. Оценка частных коэффициентов детерминации динамики тренд-циклической составляющей ВВП циклическими составляющими видов экономической деятельности приводим в представленной ниже таблице 3.5.1.

Как видно из данных графы 4 таблицы 3.5.1, тренд-циклическая составляющая квартальных показателей объема ВВП на 95,7 % детерминирована циклическими составляющими основных видов экономической деятельности сферы производства товаров. При этом на долю составляющей первого типа, обусловленной колебательными процессами 4-го и более высоких порядков, приходится 10,7 %.

Таблица 3.5.1 – Оценка частных коэффициентов детерминации тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВВП циклическими составляющими ВДС видов экономической деятельности сферы производства товаров Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г.

Типы циклических составляющих	Бета- коэффициенты	Парные коэффициенты корреляции	Значения частных коэффициентов детерминации, %
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
Первый	0,240380	0,445115	10,7
Второй	0,887422	0,950629	84,4
Третий	-0,088563	-0,070900	0,6
Множественный коэффициент детерминации	—	—	95,8

Источник: Собственная разработка по данным параметров уравнения (3.5.7) и рисунка Д.2.

Траектория поведения тренд-циклической составляющей ВВП в основном определяется вторым типом циклических составляющих. Циклическая составляющая среднесрочной периодичности является основной. Динамический процесс тренд-циклической составляющей квартальных показателей объема ВВП на

84,4% детерминирован циклической составляющей среднесрочной периодичности динамики ВДС основных видов экономической деятельности сферы производства товаров. Во всех циклообразующих процессах в динамике объема ВВП циклическая составляющая третьего типа занимает только 0,6 процента.

Выводы по главе 3

По результатам исследования факторной циклической структуры динамики показателей объема ВВП и его компонентов в сфере образования доходов можно сформулировать следующие выводы.

1. На основании рассмотренной методологии оценки составляющих факторной декомпозиции годовых и квартальных показателей экономической динамики Республики Беларусь очевидно, что совокупная динамика объема ВВП и объемов ВДС по ключевым видам экономической деятельности представляет собой результирующую функцию наложения ряда кратко- и среднесрочных циклических составляющих.

При этом исследованию колебательных процессов макродинамики были подвержены показатели годовой и квартальной периодичности объема ВВП и его компонентов в сфере образования доходов, а также на стадии их конечного использования. В качестве исходного аксиоматического пункта исследования была принята точка зрения, что колебательное движение совокупности элементов рыночной экономики математически укладывается в полином n -й степени. Доказательной частью последующего исследования явилось аналитическое выравнивание по полиному 3-й степени временных рядов объема ВВП, ВДС основных видов экономической деятельности сферы производства товаров.

2. По четырем из пяти видов экономической деятельности, кроме «Производства и распределения электроэнергии, газа и воды», оценки параметров аналитической функции полинома 3-й степени оказались статистически значимыми на 5-ти процентном уровне. Отсюда видно, что отфильтрованный остаточный член является эффектом влияния колебательных процессов 4-го и более высоких порядков и является отображением остатков краткосрочной периодичности.

3. Оцененные значения ВВП по уравнению авторегрессии 3-го порядка в разработке по оценкам полиномиального тренда 3-й степени совпадают. Значения остаточного члена, полученные по уравнению авторегрессии 3-го порядка в разработке по оценкам полиномиального тренда 3-й степени, являются нулевыми. Следовательно, предлагаемая разработанная методология однозначной идентификации параметров уравнения авторегрессии 2-го порядка в оценке по исходным данным полиномиального

тренда 3-го порядка наиболее эффективно описывает циклические процессы в ВВП.

4. В оцененных по уравнению авторегрессии 2-го порядка траектории динамики годовых данных могут отражать циклические процессы долговременной или среднесрочной периодичности в зависимости от значений ее параметров. В условиях первого варианта остаточный член авторегрессии будет представлять собой циклическую составляющую среднесрочной периодичности. В альтернативном случае в ее остаточном члене найдет отображение циклическая составляющая краткосрочной периодичности. В любом из этих вариантов траектория полиномиального тренда 3-го порядка будет накладываться на траекторию авторегрессии 2-го порядка волнообразной линией.

4. По годовым показателям объема ВВП за 2000–2016 гг. установлена длина долговременной циклической составляющей 30-летней продолжительности с наложением на нее четырех циклических составляющих среднесрочной периодичности. На отрезке динамики с 2001 г. по 2016 г. отчетливо проявились два среднесрочных цикла: первый относится к 2001–2008 гг., а второй – к 2009–2016 гг. Продолжительность циклов измерена с применением трех методов: 1) по оцененным значениям параметров уравнения авторегрессии и корням его характеристического полинома в соответствии с аналитическими алгоритмами (3.22–3.25); 2) по значениям корней $t_{1,2}$ полинома 2-й степени (3.31) в разработке по оцененным значениям уравнения авторегрессии 2-го порядка; 3) графического метода. Все три методологических подхода показали одинаковые результаты.

5. Оценка долговременной циклической составляющей сопряжена с проблемой привлечения сопоставимых данных на длительных временных интервалах движения совокупных доходов. Это затруднение может быть существенно смягчено моделированием циклообразующих процессов на основе данных квартальной (месячной) периодичности. Последние позволяют исследователю на коротких временных отрезках существенно увеличить количество наблюдений. Это способствует получению несмещенных оценок параметров причинно-следственных взаимосвязей. Однако вместе с этим возникает проблема фактора сезонности, который привносит в разрабатываемые модели эффект возмущения в составе остаточного члена.

6. Наиболее эффективно снимает возмущения от сезонности *ППП STATISTICA 12*. В настоящем исследовании выполнена сезонная декомпозиция квартальных показателей объема ВВП и объемов ВДС основных видов экономической деятельности, а также компонентов ВВП на стадии конечного использования доходов с использованием *ППП STATISTICA 12*. Вычислительные операции снабжены экономической интерпретацией полученных результатов. По их результатам разработаны две модели взаимодействия сезонной цикличности и его компонентов сфере образования доходов и на стадии их конечного использования.

По результатам исследования сезонной цикличности ВВП в оценке по производственному методу установлены следующие особенности проявления фактора сезонности:

6.1 Основными видами деятельности, определяющими цикличность ВВП, выступают три вида экономической деятельности: 1) сельское хозяйство, охота, рыбное хозяйство; 2) обрабатывающая промышленность; 3) строительство. Их сезонными составляющими сезонная цикличность ВВП детерминирована на 99,7 %.

6.2. Индивидуальный вклад видов деятельности в сезонную цикличность ВВП характеризуется частными коэффициентами детерминации. Установлено, что на долю сельского хозяйства, охоты, лесного и рыбного хозяйства приходится 52,9 %. Участие обрабатывающей промышленности и строительства в формировании сезонной составляющей объема ВВП представлено 21,4 и 25,4 процентами соответственно.

6.3. На стадии конечного использования доходов составляющие сезонной цикличности расходов на конечное потребление и объема валового накопления определяют поведение сезонной циклической составляющей объема ВВП на 99,1 %. Из них на долю расходов на конечное потребление приходится 70,2 %, а на фактор объема валового накопления – 28,9 %.

7. Предложенная и обоснованная методология статистической диагностики циклических составляющих квартальных показателей объема ВВП и объемов ВДС основных видов экономической деятельности состоятельна. В процессе сезонной декомпозиции квартальных показателей вычленен фактор сезонности. По ее результатам наблюдаемые уровни временных рядов скорректированы на фактор сезонности. В результате корректировки устранено влияние фактора сезонности. Во вводной части методологии статистической диагностики изложена доказательная ее часть, позволяющая убедиться, что в результате корректировки уровней временных рядов на фактор сезонности они приводятся к годовой динамике. Доказательство построено на наглядном представлении временных траекторий движения годовых и квартальных уровней ВВП, скорректированных на фактор сезонности. Обнаружена довольно строгая коинтеграция сопоставляемых траекторий, что является необходимым условием совмещения показателей их динамики. По результатам факторной декомпозиции тренд-циклическая составляющая квартальных показателей приведена к условиям годовой динамики. В тренд-циклической составляющей квартальных показателей по сравнению с наблюдаемыми уровнями не содержится иррегулярная (случайная) составляющая, что также доказывает эффективность предложенной методологии.

8. Установлено, что тренд-циклическая составляющая квартальных показателей, будучи свободной от влияния фактора сезонности и иррегулярной (случайной) составляющей, является количественной характеристикой отображения колебательных процессов 2-го, 3-го и более высоких порядков. Тем самым она содержит в себе циклические

составляющие 2-го порядка, 3-го порядка, 4-го и более высоких порядков, являясь результатом наложения ряда среднесрочных циклов.

9. Предложенная методология диагностики трех типов циклических составляющих точно отразила картину интерференции циклических волн. Вычленение циклической составляющей 4-го и более высоких порядков выполнена с помощью метода фильтрации. В процессе фильтрации отфильтрованы колебательные процессы 4-го и более высоких порядков посредством аналитического выравнивания тренд-циклической составляющей по полиномиальной функции 3-й степени. Отфильтрованные, то есть отсеянные колебательные процессы воплощены в остаточном члене полиномиальной функции 3-го порядка.

10. Предложенная и обоснованная авторская методология вычленения в составе полиномиального тренда 3-й степени второго и третьего типов циклических составляющих достаточно точно отделила волны кратко и среднесрочной периодичности друг от друга. Циклическая составляющая второго типа представлена уравнением авторегрессии 2-го порядка с присущими ему отличительными особенностями разработки. Они заключаются в однозначной идентификации параметров уравнения авторегрессии. При однозначной идентификации параметров уравнение авторегрессии наполняется экономическим содержанием циклической составляющей среднесрочной периодичности. Остаточный член однозначно идентифицированной составляющей среднесрочной периодичности также однозначно идентифицирован и наполнен экономическим содержанием циклической составляющей краткосрочной периодичности. Содержательная интерпретация всех трех типов циклических составляющих подтверждена графическими построениями на фактических данных Республики Беларусь за 2009–2016 гг.

11. В процессе статистической диагностики в составе тренд-циклических составляющих квартальных показателей объемов ВДС видов экономической деятельности однозначно идентифицированы три типа циклических составляющих. С другой стороны, известно, что ВВП аддитивно формируется из показателей валовой добавленной стоимости видов деятельности. В этом контексте в процессе исследования решалась задача оценки степени детерминированности тренд-циклической составляющей ВВП циклическими сопоставляющими объемами ВДС основных видов экономической деятельности.

11.1. На первом этапе решения сформулированной задачи была установлена высокая степень детерминированности тренд-циклической составляющей ВВП его составляющими компонентами по пяти видам экономической деятельности сферы производства товаров. В оценке по F-критерию уравнение регрессии оказалось статистически значимым на 5-ти процентном уровне при отсутствии статистически значимой оценки по объясняющей переменной, относящейся к виду деятельности «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды».

11.2. В интересах поиска более высокой степени детерминированности тренд-циклической составляющей ВВП эта переменная была исключена из состава объясняющих переменных. Вместе с тем с целью устранения автокорреляции в остатках в модель включен компонент автокорреляционной функции. В результате степень детерминированности объясняемой переменной-функции достигла 98,4 %.

11.3. На втором этапе посредством замены тренд-циклических составляющих видов деятельности тремя типами их циклических компонентов получено уравнение тренд-циклической составляющей ВВП в зависимости от сводных показателей циклических составляющих в оценке объемов ВДС по четырем видам экономической деятельности. В итоге выполненное исследование позволило установить, что тренд-циклическая составляющая квартальных показателей валового внутреннего продукта на 95,7 % детерминирована циклическими составляющими основных видов экономической деятельности сферы производства товаров. При этом на долю составляющей первого типа, обусловленной колебательными процессами 4-го и более высокого порядков, приходится 10,7 %.

11.4. Траектория поведения тренд-циклической составляющей ВВП в основном определяется вторым типом циклических составляющих. Циклическая составляющая среднесрочной периодичности является основной. Динамический процесс тренд-циклической составляющей квартальных показателей валового внутреннего продукта на 84,4% детерминирован циклической составляющей среднесрочной периодичности объемов ВДС основных видов экономической деятельности сферы производства товаров. Во всех циклообразующих процессах в динамике ВВП циклическая составляющая третьего типа занимает только 0,6 процента.

Литература к главе 3

1. Самуэльсон, П.А. Экономика. Вводный курс. Том 1. Перевод с англ. Пушкарева К.В. / П.А. Самуэльсон. – М.: «Алфавит», 1993. – 430 с.

2. Новиков, М.М. Макроэкономические закономерности циклообразования, стабилизации и равновесного развития рыночных процессов. Методология статистического моделирования и анализа: монография / М.М. Новиков. – Минск: БГЭУ, 2000. – 305 с.

3. Новиков, М.М. Классификация периодов циклических колебаний / М.М. Новиков // Актуальная статистика 2000. Сб. науч. тр.: под ред. В.Н. Тамашевича. в 2 т. – Минск: Информстат, 2000. – Т. I. – С. 40–53.

4. Справочник по элементарной математике, механике и физике. Издание девятое. – Минск: Издательство «Наука и техника», 1965. – 201 с.

5. Эконометрика: Учебник / Под ред. И.И. Елисеевой. – М.: Финансы и статистика, 2001. – 344 с.

6. Джонстон Дж. Эконометрические методы / Пер с англ. и предисл. А.А. Рывкина. – М.: Статистика, 1980. – 444 с.

7. Официальный сайт Национального статистического комитета / официальная статистика / квартальные показатели. – [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.belstat.gov.by>. – Дата доступа: 29.06.2017.
8. Национальные счета Республики Беларусь 2014. – Стат. сборник. – Минск: Национальный стат. комитет, 2014.
9. Национальные счета Республики Беларусь 2017. – Стат. сборник. – Минск: Национальный стат. комитет, 2017. – 201 с.
10. Новиков, М.М. Методология идентификации и настройки параметров колебательной динамики объема валового внутреннего продукта /М.М. Новиков // Бухгалтерский учет и анализ. –2016. – №11. –С.26–37.

Глава 4. Эконометрические методы моделирования и прогноза циклов кратко- и среднесрочной периодичности

Отдельные пакеты прикладных программ (ППП) позволяют упростить и значительно ускорить выделение экономических циклов и их фаз, особенно кризисных, проведение факторного анализа циклообразования, осуществления прогнозирования грядущих кризисов с высокой долей вероятности.

Наиболее адаптированы для указанных целей пакеты *STATISTICA* (версии 7, 12), *CATERPILLAR SSA* (версия 3.3), *EViews* (версии 7, 9, 10), *MATEMATICA*, *ARIMA*. В основе компьютерных программ этих пакетов лежат следующие экономико-математические методы:

- фильтры, в том числе HP (Ходрика-Прескотта), Калмана;
- линейно- и нелинейно-гармонические функции, преобразование Фурье;
- спектральный анализ;
- авторегрессии с распределенным лагом, как правило, полиномиального типа (*PDL*); авторегрессии с полиномом Ш. Алмон (*ADL*);
- вектор авторегрессии (*VAR*);
- автокорреляционные функции (*АКФ*);
- корреляция с лаговой объясняющей переменной.

Глубокое исследование экономических циклов предполагает начальную стадию сбора статистических данных для дальнейшей компьютерной обработки. Однако уже на этой стадии огромную роль в подборе методики исследования циклов играет авторская позиция по отношению к понятию «экономический цикл», количеству фаз цикла, показателю (или комплексу показателей) датировки фаз цикла, выделению лидирующих (опережающих) индикаторов, признанию лишь одного делового цикла или множества циклов и их наложения.

Из авторской концепции вытекает специфический концептуальный подход к исследованию и прогнозированию кратко- и среднесрочных циклов.

Наш подход основан на:

- признании множественности циклов, их наложения и взаимодействия;
- выделении лишь одного показателя датировки фаз цикла – валового внутреннего продукта (для регионов – валового регионального продукта);
- использовании относительных показателей, (в том числе темпов прироста), а не абсолютных для датировки фаз цикла;

- констатации наличия пролонгированного, длительного мультипликативного эффекта в ВВП от воздействия различных циклообразующих факторов;
- признании значительного влияния институтов не только на долго- и среднесрочные, но и на краткосрочные и сверхкраткие циклы.

Методология и методика прогнозирования, основанная на указанном подходе, включает:

1) Методику формирования статистической базы. Подбор статистической базы для исследования циклов производится из обширной группы макропоказателей, характеризующих не только основные макропроцессы (инфляцию, безработицу, внешнюю торговлю, объем производства товаров и услуг), но и *политику* государства и Национального банка, институциональные аспекты конкурентной среды. Построение аналитических временных рядов указанных макропоказателей осуществляется только за те периоды времени, в течение которых *не менялась существенно* политика государства и Нацбанка, экономическое законодательство. Вводятся, в отличие от общепринятых сглаженных данных, первичные данные. Затем производится отбор из них именно тех, которые дают высокие значения коэффициентов парной корреляции с ВВП с учетом временных лагов пролонгации реакции экономики на импульсное воздействие какого-либо фактора.

2) Методику зондирования поворотных зон цикла. Она включает расчет темпов прироста динамики реального ВВП (на основе наименее дискретной статистической базы), выделение зон с замедлением или ускорением темпов. Выделение таких зон продолжительностью не менее 1 квартала.

3) Методику отбора лидирующих индикаторов модели цикла, способных влиять на переломные зоны кратко- и среднесрочных циклов. Сначала осуществляется выделение интервалов запаздывания реакции ВВП на конкретные факторы-признаки модели по результатам проведенного парного корреляционного анализа с лаговой объясняющей переменной (выявление месяцев или кварталов, в которых коэффициент корреляции максимально превышает имеющиеся до этого расчетные данные корреляции). Затем производится отбор из факторов-признаков тех, воздействие которых вызывает реакцию со стороны ВВП с запаздыванием более чем на 1 квартал.

4) Методику создания прогнозной модели циклообразования. Производится эмпирическая проверка выявленных интервалов реакции ВВП на основные циклообразующие факторы (в ходе корреляционного анализа с лаговой объясняющей переменной) на графических изображениях динамики ВВП в сравнении с динамикой каждого фактора-признака. Сопоставляются не только ближайшие переломные зоны в динамиках, но и соседние, так как

возможно наложение переломных зон разных циклов. В будущей прогнозной модели учитываются проверенные таким образом и выделенные интервалы запаздывания реакции ВВП на влияющие факторы-признаки, а именно в математических функциях, описывающих цикличность.

Для создания генетически обоснованной прогнозной модели экономического цикла во взаимодействии с краткосрочными и сверхкраткими циклическими колебаниями можно использовать различный эконометрический аппарат: фильтр Калмана, авторегрессию проинтегрированную скользящую среднюю, вектор авторегрессии *VAR*, нелинейно-гармонические функции.

Не всегда логически обоснованное, но достаточно точное моделирование для математической и графической интерпретации запаздывающего и распределенного во времени эффекта воздействия разных факторов на показатели циклов получается с применением фильтра Калмана. Для применения фильтра Калмана динамику каждого экономического показателя можно представлять в виде последовательности статистических данных, привязанных к определенным временным интервалам – временным рядам типа y_1, y_2, \dots, y_n .

Фильтр Калмана представляет собой адаптивный фильтр рекурсивного типа. Калмановская фильтрация как метод оптимальной обработки экономических данных, включающих в том числе и случайные «выбросы», стохастические колебания в виде так называемого «шума», позволяет решать целый ряд задач: фильтрация временных рядов, сглаживание, экстраполяция.

Одной из решаемых им задач, является задача оценки векторов состояния экономической системы и параметров ее модели. Предположим, необходимо оценить значение векторного параметра показателя цикла *ВВП* (искомый параметр X), неизвестного в будущем. Вместо этого измеряется другой параметр Z (некий фактор), влияющий на X . Задача моделирования состоит в ответе на вопрос: что можно сказать об X , зная Z . Если наблюдаемый фактор Z связан с X линейной моделью, и в наблюдении присутствует шум V , некоррелированный тесной связью с оцениваемым параметром *ВВП*, матрицу можно представить линейно:

$$Z=HX + V, \quad (1)$$

где H – матрица преобразования, описывающая связь наблюдаемых величин с оцениваемыми параметрами;

V – шум (ошибки расчетов);

X – искомый вектор параметров модели;

Поиск оценки X основан на МНК, то есть с помощью ППП Eviews подбирается такая матрица, чтобы минимизировался квадрат ошибки по методу наименьших квадратов, она записывается следующим образом:

$$X = (H^T R_V^{-1} H)^{-1} H^T R_V^{-1} Z, \quad (2)$$

где R_V – матрица.

Если V – некоррелированная помеха (шум), то R_V – единичная матрица, и уравнение (2) превращается в упрощенное выражение:

$$X = (H^T H)^{-1} H^T Z \quad (3)$$

Так как экономический цикл является синергетическим процессом, формирующимся во времени, то в этом случае фильтр Калмана применяется для спецификации экономико-математической модели, описывающей динамику временного ряда. При этом исходный вектор $Z(t)$ определяется по формуле уравнения (1), но с учетом фактора времени:

$$Z(t) = H(t)X(t) + V(t), \quad (4)$$

где $Z(t)$ – вектор статистических наблюдений (временной ряд, включающий входные для обработки данные);

$X(t)$ – вектор оценки параметров экономико-математической модели, выделяемой в итоге преобразований;

$H(t)$ – линейный оператор преобразования вектора параметров $X(t)$ в вектор статистических наблюдений $Z(t)$.

- 1) Примером применения фильтра Калмана может служить прогноз ВВП на прошлый период, то есть так называемый ретропрогноз (рисунок 4.1);

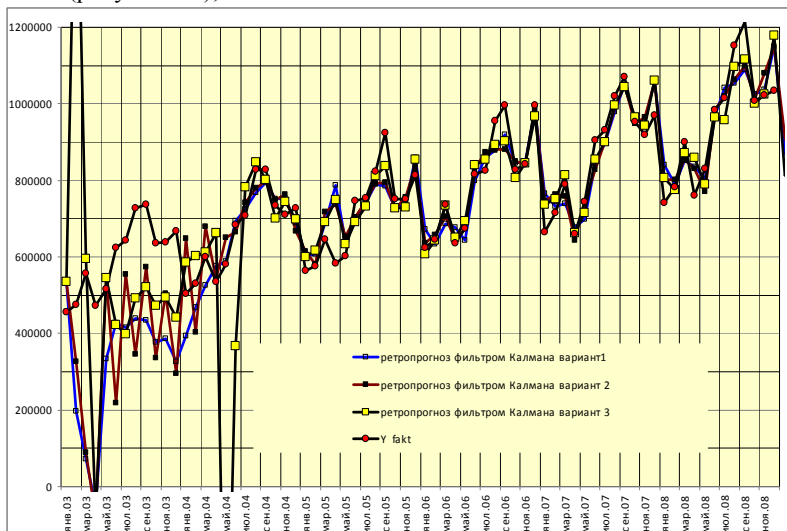


Рисунок 4.1 – Фактический объем ВВП Республики Беларусь ($Y_{\text{факт}}$) и его ретропрогноз на период 2003–2008 гг. с помощью фильтра Калмана накануне мирового финансового кризиса 2007–2011 гг., при использовании разных матриц лагов запаздывания реакции X на факторы-признаки Z

Источник: собственная разработка на основе данных Управления национальных счетов Национального статистического комитета Республики Беларусь.

Следует отметить несколько недостатков его применения:

- 1) трудно подобрать параметры матрицы с использованием метода МНК, при этом незначительное изменение ее параметров может вызвать значительные отклонения данного варианта расчетных параметров системы от других расчетных вариантов;
- 2) к сожалению, фильтр Калмана не способен мгновенно отследить генетику развития события или процесса, определенный период приспосабливается к математической спецификации динамики обрабатываемого временного ряда (на рисунке 4.1 этот период занимает около 1 года).

Именно из-за второго недостатка фильтр Калмана проблематичен в применении для трансформационных (переходных) экономик, так как оперативно отследить быстро меняющуюся генетику макродинамики не представляется возможным.

Переходные экономики отличаются высокой степенью мобильности связей между элементами экономической системы, что доказали наши предварительно опубликованные результаты аналитических исследований статистической базы. В частности, при построении матрицы факторов X_t , влияющих на циклическую динамику ВВП в период до начала мирового финансового кризиса, использовалась статистическая база более поздних периодов (2003–2008 гг., а не 1995–2008 гг.). Предварительные исследования частоты и амплитуды циклических колебаний на разных стадиях трансформации экономики Республики Беларусь подтвердили их быстро меняющийся характер [1, 2].

В процессе проделанной предварительной работы на роль параметров матрицы были отобраны те, что удовлетворяли следующим условиям:

- 1) связанные значимой корреляционной связью с ВВП с учетом определенных интервалов запаздывания реакции (коэффициент корреляции не менее 0,5);
- 2) имеющие в периодограммах по результатам спектрального анализа одинаковые частоты колебаний;
- 3) имеющие при сопоставлении переломных точек в своих динамиках с аналогичными переломными точками в динамике ВВП устойчивые опережающие интервалы.

Поскольку факторы Z сами по себе в динамике представляют наложение неких циклических процессов, то для их пролонгации на будущий период использовалась спецификация математической функции авторегрессии, полученная с помощью *ППП Eviews 7*. При этом для каждого фактора использовались лаги запаздывания реакции ВВП, полученные на предварительной стадии анализа статистической базы коэффициентом корреляции с лаговой объясняющей переменной.

Процесс расчета прогноза с помощью пространственной модели состояний заключался в следующем. Помесячные данные факторов-признаков за ряд лет преобразовывались в систему уравнений «модели

колебаний» (*Disturbance Model*) с учетом интервалов запаздывания, затем с помощью фильтра Калмана определялось время прогноза и ошибки прогноза.

В блоке программы, определяющей «модель колебаний» с учетом лагов запаздывания, подбирались различные интервалы, затем осуществлялся ретропрогноз (варианты 1, 2, 3 на рисунке 4.1), а затем и прогноз до 2011 г. включительно. Наиболее точные результаты ретропрогноза были достигнуты на базе статистических данных 2003–2007 гг.. Следует отметить, что именно в 2003 г. экономика вышла из так называемого «циклического корыта» и достигла предкризисного 1991 г. по объему ВВП. При этом циклические колебания прогнозных значений факторов-признаков Z системы за период 2009–2011 гг. корректировались по амплитуде и частоте согласно сложившейся трендовой динамике за последние 2 года с помощью пространственной модели состояний.

Все варианты матриц показывали, что даже если не последовало бы внешнего шока со стороны международной конъюнктуры, начиная с 2009 г. в трансформационной экономике Республики Беларусь должна была формироваться фаза кризиса экономического цикла (рисунок 4.2). Таким образом, причины действительно последовавшего кризиса и валютного дефолта лета 2011 года следует искать не во внешних эффектах, а в самой системе и механизме ее координации. Внешние шоки лишь проявляют накопившиеся внутренние диспропорции и противоречия.

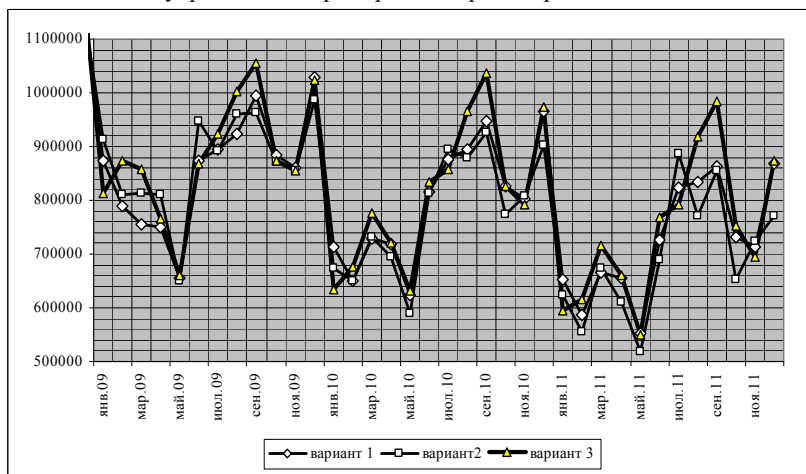


Рисунок 4.2 –Прогноз объема реального ВВП на 2009–2011 гг. (дек. 1999=100) на основе фильтра Калмана с различными матрицами лагов запаздывания (расчеты произведены и опубликованы в 2008 г.) [3]

Источник: собственная разработка на основе данных Управления национальных счетов Национального статистического комитета Республики Беларусь.

Результаты прогноза показали, что наряду с другими эконометрическими методами, фильтр Калмана может выступать

инструментом, упреждающим на 1-2 года кризисную фазу среднесрочного цикла [4]. Расчеты, основанные на фильтрации Калмана, практически повторяют циклическую динамику, спрогнозированную методами *PDL* и *VAR*. Однако использование его ограничено для быстро меняющихся процессов и систем.

Вторым наиболее распространенным методом моделирования экономических циклов (*PDL*). Этот метод удобен тем, что способен уловить зоны наложения и взаимодействия циклов различной продолжительности.

При этом наиболее адаптированной под моделирование множества циклических колебаний и их взаимодействия, является, на наш взгляд, программа *Tramo/Seats-PDL*, входящая в состав *ППП EvIEWS*. Ее применение для подобных исследований раскрывает следующие преимущества:

1. способность отразить факторное влияние на макропоказатель не одномоментного действия, а с распределением эффекта воздействия на протяжении определенного интервала времени;

2. возможность отобразить результат от наложения и взаимоусиления циклических волн различной амплитуды и периодичности;

3. учет определенного лага запаздывания от начала действия фактора вплоть до наступления первых признаков реакции ВВП (или другого показателя макродинамики);

4. способность отразить долгосрочный мультипликативный эффект от воздействия отдельных факторов на искомый конечный показатель макродинамики;

5. включение резких выбросов, встречающихся в динамиках факторов-признаков и конечного показателя, в обрабатываемую базу данных при моделировании математической функции, в то время как другие программы (*STATISTICA*, *ARIMA*) такие данные исключали автоматически из временных рядов, считая их нехарактерными;

6. возможность использования временных рядов данных разной протяженности (при учете действия факторов-признаков на результирующий макропоказатель).

По поводу последнего пункта необходимы пояснения. Во-первых, не всегда официально фиксировались статистические показатели конкретного процесса, статистика непрерывно совершенствуется согласно нуждам управления экономикой. Во-вторых, трансформирующаяся экономика Беларуси порой настолько изменяет тенденции в динамиках отдельных факторов-признаков модели, что возникает необходимость вычленения из имеющегося временного ряда только определенного отрезка динамики, характерного для текущего момента и для ближайшего будущего.

Например, на рисунке 4.3 (а и б) приведены результаты спектрального анализа денежного агрегата М2, являющегося согласно нашим многолетним исследованиям, ведущим фактором циклообразования малой и средней периодичности. Далее в приведенной таблице 4.1 фигурируют показатели коэффициента корреляции с лаговой объясняющей переменной между

одними и теми же факторами, но в разные периоды времени. Они также подтверждают различную тесноту связи для разных периодов, в данном случае между индексом потребительских цен и валовым внутренним продуктом в реальном выражении.

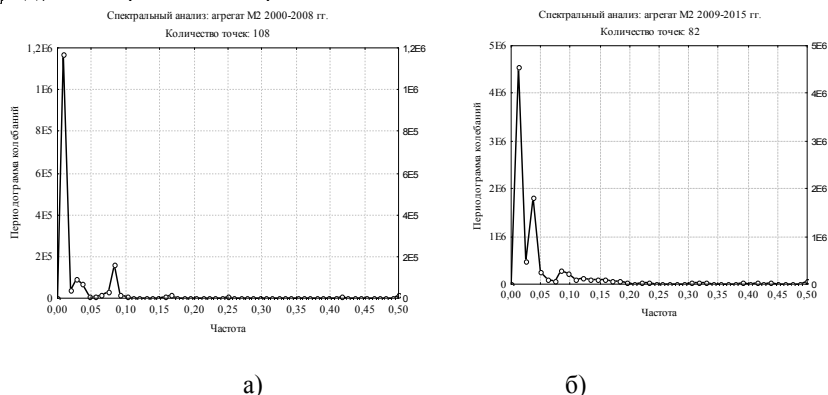


Рисунок 4.3 – Сравнительный спектральный анализ циклических колебаний в агрегате М2 Республики Беларусь за различные периоды времени

Источник: собственная разработка, опубликована в диссертации Л.П.Зеньковой «Кратко- и среднесрочные циклы в трансформационных экономиках: теория и методология» (2017).

Таблица 4.1 – Результаты оценки уровня корреляционной связи между динамикой ИПЦ и объемом ВВП Республики Беларусь (дек.1999=100%) за различные периоды времени

Период времени	Интервал запаздывания реакции ВВП, месяцев			
	0 мес.	1 мес.	2 мес.	3 мес.
2000–2009	0,7159525	0,711737	0,708052	0,706551
2010–2013	0,4156984	0,381747	0,345816	0,32364
2014–2017	0,3173762	0,279430	0,249166	0,232352

Примечание – Собственная разработка на основе анализа статистических данных источников [3], [5].

Следует также пояснить четвертый пункт вышеперечисленных преимуществ. Дело в том, что сами динамики факторов-признаков также содержат циклическую компоненту. Проверка соответствующих временных рядов тестом Дикки-Фуллера (проверка нулевой гипотезы о существовании единичного корня в авторегрессионном процессе) подтвердила наличие нестационарности. Таким образом, динамику факторов-признаков можно представить как некие экономические процессы, формирующие свое будущее в зависимости от сложившихся текущих генетических тенденций своего временного ряда.

В высшей математике и прикладной бизнес-статистике подобные процессы описываются авторегрессией (*AR- Auto Regression*) с распределенным лагом (*DL – Distributed Lag*) [6]. В частности, ярким

примером наличия долгосрочного мультипликативного эффекта является динамика инвестиций в основной капитал, налоговых доходов консолидированного бюджета, денежных агрегатов, индексов цен. Инвестиции, вложенные в одной сфере, согласно цепочкам производства добавленной стоимости, тиражируют эффект роста масштабов в смежных сферах экономики. Как правило, распределенный во времени эффект от действия фактора содержит отрезки повышения влияния вплоть до выраженного пика, затем – отрезок спада эффекта влияния на ВВП. Возможны также несколько пиков влияния. Такой тип функции легче описывать полиномами (*PDL*). Степень полинома соответствует количеству точек перегиба (переломных точек) в динамике фактора (рисунок 4.4).

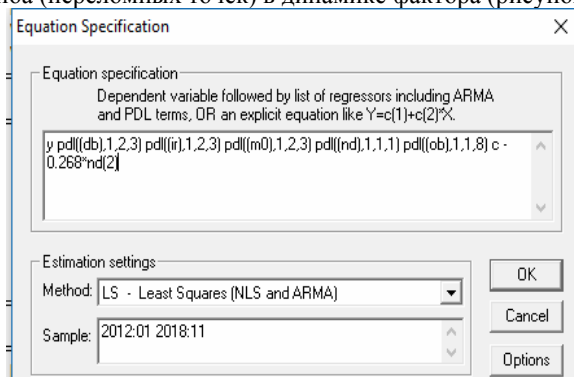


Рисунок 4.4 – Пример формулировки компьютеру задачи подбора (спецификации) функции *PDL* с помощью программы *Tramo/Seats* *ППП Eviews*

Примечание–Задана команда спецификации функции искомого макропоказателя Y под влиянием 5 факторов (db , ir , $m0$, nd , ob), динамика которых представлена функциями *PDL* (p,d,q), о математическом значении которых пойдет речь позже.

Пакет *Eviews* позволяет также упростить расчеты путем логарифмирования сложных функций *PDL* и проверку различными тестами (рисунки 4.5 и 4.6).

Вероятность t -статистики у всех факторов меньше 0,05, следовательно, коэффициенты являются статистически значимыми. Кроме того, все значения t -статистики по модулю больше 2. В дальнейшем в *ППП* предусмотрено тестирование с помощью коэффициента Дарбина-Уотсона (DW -тест, должен быть как можно ближе к значению 2,00) и коэффициента корреляции R^2 (должен быть как можно ближе к 1,00). Кроме того, программой проводится тестирование T -статистики по каждому фактору, вошедшему в модель циклообразования в качестве влияющего фактора-признака (рисунок 4.7).

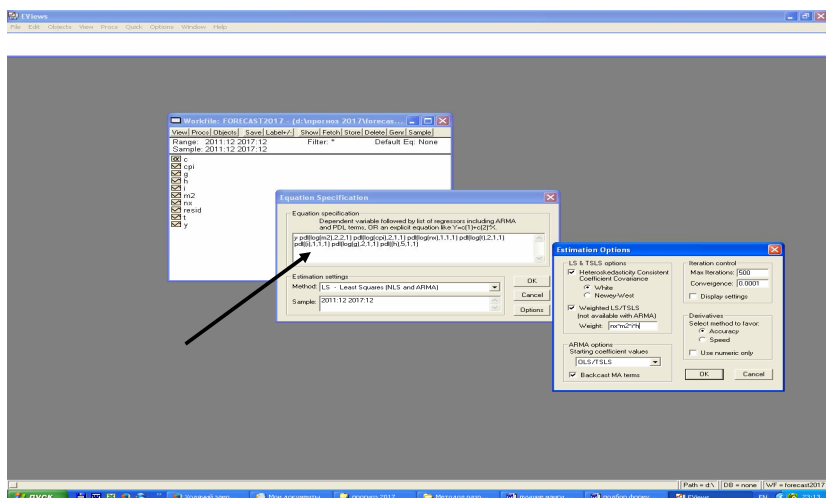


Рисунок 4.5 – Применение логарифмирования многофакторной функции *PDL* в процедуре спецификации многофакторной функции циклической макродинамики

Dependent Variable: KP
Method: Least Squares
Date: 11/27/18 Time: 14:47
Sample(adjusted): 2010:2 2018:1
Included observations: 32 after adjusting endpoints
Weighting series: OBU*UF*RF*TS6
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PDL01	3.607883	0.231914	15.55700	0.0000
PDL02	0.352614	0.045156	7.808749	0.0000
PDL03	-0.129793	0.017612	-7.369505	0.0000
PDL04	-1.260994	0.159905	-7.885882	0.0000
PDL05	19.90004	3.656718	5.442048	0.0000
PDL06	-45.98633	10.96604	-4.193522	0.0004
PDL07	-2.758067	0.379136	-7.274609	0.0000
PDL08	0.291785	0.119438	2.442979	0.0235
PDL09	2.285917	0.503486	4.540183	0.0002
PDL010	-0.785656	0.287469	-2.733013	0.0125
PDL011	0.592123	0.169895	3.485222	0.0022

Weighted Statistics			
R-squared	0.997172	Mean dependent var	216.5687
Adjusted R-squared	0.995306	S.D. dependent var	128.6996
S.E. of regression	8.180567	Akaike info criterion	7.297096
Sum squared resid	1405.355	Schwarz criterion	7.759673
Log likelihood	-103.1050	Durbin-Watson stat	1.942258

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1845.879	396.1134	-4.659976	0.0000
-0.268*ND(2)	-5.415708	1.372367	-3.946253	0.0002
PDL01	-6.297883	0.715211	-8.805624	0.0000
PDL02	7.355483	0.641829	11.47576	0.0000
PDL03	0.806892	0.086573	9.320377	0.0000
PDL04	-2.376372	0.277189	-8.573097	0.0000
PDL05	0.594591	0.033901	17.53903	0.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.999715	Mean dependent var	5681.965
Adjusted R-squared	0.999632	S.D. dependent var	9445.518
S.E. of regression	165.8706	Akaike info criterion	13.14373
Sum squared resid	2008454	Schwarz criterion	13.35215
Log likelihood	-518.7491	F-statistic	1609.567
Durbin-Watson stat	2.011995	Prob(F-statistic)	0.000000

Unweighted Statistics			
R-squared	0.933680	Mean dependent var	4174.477
Adjusted R-squared	0.928229	S.D. dependent var	1404.644
S.E. of regression	376.3064	Sum squared resid	10337276
Durbin-Watson stat	0.295739		

Рисунок 4.6 – Пример результатов тестирования подобранной *PDL*-функции

Примечание – Prob.-нулевая гипотеза; t-статистика; Std. Error – стандартное отклонение.

В процессе исследований возможностей различных ППП для отражения взаимодействия циклических волн различной периодичности была приведена оценка практического применения еще одной методики прогнозирования. В процессе ее реализации возникло несколько вариантов:

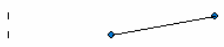
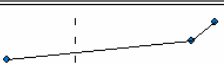
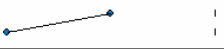
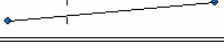
Lag Distribution of SK		i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
		0	3.60788	0.23191	15.5570
		1	1.80394	0.11596	15.5570
Sum of Lags			5.41183	0.34787	15.5570
Lag Distribution of OB		i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
		0	0.22282	0.02812	7.92469
		1	0.18606	0.02549	7.29872
		2	-0.11029	0.03731	-2.95580
Sum of Lags			0.29859	0.05722	5.21837
Lag Distribution of UF		i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
		0	-1.26099	0.15991	-7.88588
		1	-2.52199	0.31981	-7.88588
Sum of Lags			-3.78298	0.47972	-7.88588
Lag Distribution of RF		i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
		0	19.9000	3.65672	5.44205
		1	-8.06814	3.98862	-2.02279
Sum of Lags			11.8319	4.52071	2.61727

Рисунок 4.7 – Пример тестирования результатов подбора функций *PDL* для каждого фактора-признака, вошедшего в модель циклообразования

1) поэтапное использование двух методов – метода *ARIMA* [6] на базе программного продукта *Tramo/Seats* для прогнозного моделирования поведения циклообразующих факторов, а затем – метода многофакторного авторегрессионного моделирования с распределенным лагом [2] искомой циклической макродинамики на базе ППП *Ewiews*;

2) применение скорректированного метода *ARIMA* непосредственно для определения результирующей динамики ВВП; такая процедура оказалась возможна на базе программного продукта *Tramo/Seats* с одновременным вводом регрессоров (временных рядов, представленных в виде авторегрессии и выступающих в качестве факторов-признаков, влияющих на макродинамику);

3) поэтапное использование разных ППП: на первой стадии – разложение временных рядов важнейших циклообразующих факторов (выделенных в процессе первичного исследования) на сингулярные вектора на базе ППП

Caterrpillar SSA [7], а затем формирование итоговой циклической макродинамики в виде полиномиальной множественной авторегрессии типа *PDL* на базе *ППП ARIMA или Eviews*).

Вышеупомянутая программа *Tramo* является пакетом, описывающим регрессионную модель класса *ARIMA*, учитывающим также пропущенные наблюдения и выбросы. Программа выполняет оценку, прогноз моделей регрессии с распределенным лагом с недостающими наблюдениями и ошибками, с возможным присутствием во временных рядах нескольких типов выбросов (резких «всплесков»). Модель класса *ARIMA (Auto regression Integration Moving Average)* может быть идентифицирована автоматически. Причем на местоположение недостающих наблюдений во временном ряду никакое ограничение не накладывается. Модель учитывает также дискретный «белый шум» ε . Дискретный «белый шум» распределен во времени, то есть он представляет собой не просто некие неучтенные моделью отклонения, а .

Математически модель пакета *TRAMO* соответствует регрессионным преобразованиям типа (1):

$$z_t = y'_t \beta + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)'$ – вектор коэффициентов регрессионного уравнения;

$y'_t = (y_{1t}, \dots, y_{pt})$ – p переменных регрессионного уравнения, распределенных во времени t ;

ε_t – общий процесс шума, представленный одним из вариантов модели класса *ARIMA (ARIMA – процесс)*.

Уравнение модели (1) удобнее всего выразить, введя коэффициент-оператор сдвига (в связи с тем, что авторегрессия предусматривает связь между сдвинутыми уровнями ряда).

Полученное уравнение принято называть авторегрессионной p -го порядка моделью временного ряда и обозначать символом *AP (p)*. Оно является основным принципом построения модели *ARIMA (p,d,q)*, или по-русски *АРИСС (Авторегрессия проинтегрированного скользящего среднего порядка p,d,q)*. Обычно такой тип модели реализуется по методике Бокса-Дженкинса [6]. Модель задает нестационарный процесс (имеющий сезонную, циклическую и случайную компоненты), но со стационарной разностью d -го порядка. При этом авторегрессия имеет p переменных, распределенных во времени.

Применение авторегрессионного многофакторного моделирования для прогнозирования динамики ВВП имеет строго математическое обоснование. Наиболее распространенными способами моделирования являются авторегрессия с распределенным лагом (*ADL*), полиномиальная авторегрессия с распределенным лагом (*PDL*). *ADL* имеет вид:

$$y_t = c_1 y_{t-1} + c_2 y_{t-2} + \dots + c_p y_{t-p} + \\ + d_0 x_t + d_1 x_{t-1} + \dots + d_q x_{t-q} \quad (4)$$

где c_i – коэффициенты регрессии искомой функции для данного лага;
 j – величина временного лага для параметров функции;
 y_{t-j} – значения функции на данном временном лаге, $j = 0, 1, \dots, t-p$;
 i – величина временного лага для белого «шума», $i = 0, 1, \dots, t-q$;
 x_{t-i} – значения распределенных во времени параметров «шума»;

Таким образом, так называемый «белый шум» представлен также как некий циклический процесс, который еще не познан исследователем, причем его длина лага, отражающего распределенное во времени влияние на искомый макропоказатель, не обязательно совпадает с аналогичным лагом других факторов.

ППП Eviews предусматривает идентификацию монофакторной модели, подбор оптимальных математических уравнений как с помощью метода наименьших квадратов (*МНК*), так и с помощью рекуррентного метода наименьших квадратов (*РМНК*). Общий смысл оценивания по методу наименьших квадратов (5) заключается в минимизации суммы квадратов (Q) отклонений наблюдаемых значений переменной от значений, математически предсказанных моделью:

$$Q = [Y_i - f_i(y_i)]^2 \rightarrow \min \quad (5)$$

где $f_i(y_i)$ – подобранная программой функция полиномиальной авторегрессии с распределенным лагом (*PDL*), при этом $i = 0, 1, 2, \dots, n$,

Y_i – фактические значения временного ряда.

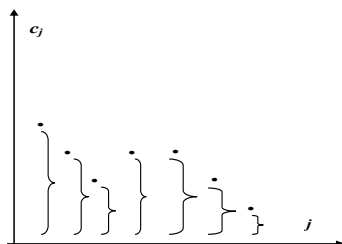


Рисунок 4.8 – Графическое представление совокупной структуры лагов полиномиальной авторегрессии (*PDL*)

Примечание – Фигурной скобкой обозначена величина коэффициентов авторегрессии для данного лага j .

Полиномиальная авторегрессия позволяет точнее, чем линейная авторегрессия, уловить смену одной фазы цикла другой, а также уменьшить мультиколлинеарность данных временных рядов. Именно поэтому для точного подбора функции *PDL* необходимы статистические данные с как можно меньшей степенью дискретности.

Подбор *PDL* математически основан на том, что зависимость коэффициентов c_i от величины временного лага j представлена в форме полинома (6), а не линейного уравнения. Например:

- для полинома первой степени (линейная зависимость): $c_j = d_0 + d_1j$;
- для полинома второй степени: $c_j = d_0 + d_1j + d_2j^2$;
- для полинома третьей степени: $c_j = d_0 + d_1j + d_2j^2 + d_3j^3$;
- для полинома четвертой степени: $c_j = d_0 + d_1j + d_2j^2 + d_3j^3 + d_4j^4$;
- для полинома k -той степени : $c_j = d_0 + d_1j + d_2j^2 + \dots + d_kj^k$. (6)

Единственная проблема – неизвестность заранее длины и степени полинома, поэтому подбор функции с помощью *ППП Tramo/Seats* достаточно кропотлив и трудоемок. Однако преимуществом такого прогнозного моделирования является возможность математически воспроизвести циклические процессы разной амплитуды и частоты, с разным лагом запаздывания и пролонгированного воздействия на результирующий макропоказатель.

Началу моделирования многофакторной полиномиальной авторегрессии предшествуют значительные исследования цикличности в динамиках самих факторов-признаков. Более эффективному и быстрому подбору длины лага воздействия фактора (распределения во времени) на макродинамику и лага сдвига (запаздывания реакции результирующего макропоказателя) способствует расчет коэффициентов парной линейной корреляции с лаговой объясняющей переменной, а также результаты визуального эмпирического сопоставления переломных точек в динамике данного фактора-признака и результирующего макропоказателя.

В случае, если значение коэффициента корреляции с лаговой объясняющей переменной больше 0,5 на протяжении какого-то промежутка времени, то стоит ориентироваться в подборе длины распределенного лага будущей функции *PDL* именно на этот промежуток. Кроме того, если самое большое, «пиковое» значение коэффициента корреляции приходится на определенный интервал сдвига (интервал лидирования поворотных точек фактора-признака), то его следует учитывать в подборе параметра стационарной разности d -того порядка данной функции.

Качество подобранной функции полиномиальной многофакторной авторегрессии можно определить двумя тестами: 1) сравнением созданного расчетного ретропрогноза и фактических данных; 2) сравнением созданного расчетного прогноза с динамикой результирующего макропоказателя, смоделированной на основе собственных циклических флуктуаций.

Осуществление прогноза задается опцией «*Forecast*» (рисунок 4.9).

При этом можно уже сравнить результаты многофакторного прогноза с тем, что выдаст программа *Tramo/Seats* в качестве самостоятельного прогнозного значения результирующего макропоказателя (обычно ВВП) на основе экстраполяции его авторегрессии.

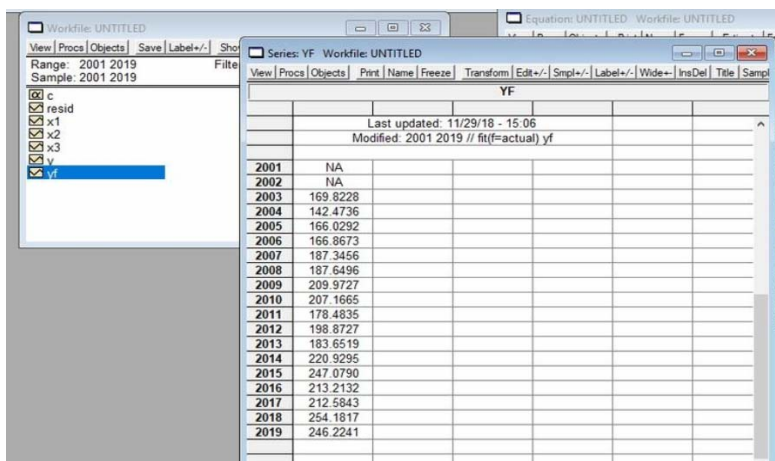


Рисунок 4.9—Пример прогноза макропоказателя на основе подобранной трехфакторной полиномиальной авторегрессии

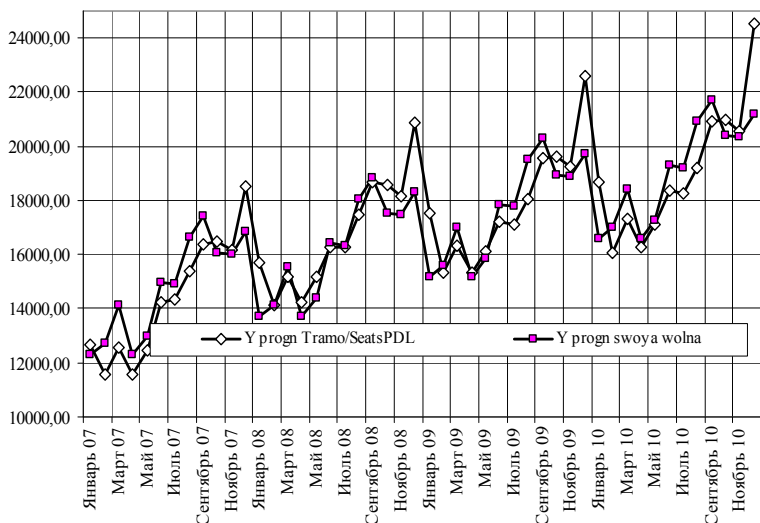


Рисунок 4.10 – Сравнение точности прогноза на 2008–2010 гг.на базе многофакторной *PDL* и на базе авторегрессии собственного временного ряда реального ВВП, осуществленного накануне мирового финансового кризиса 2007–2011гг. (прогноз опубликован в 2008 г. [9])

Примечание –Собственная разработка на основе статистических данных [3]; учтена динамика 8 основных циклообразующих факторов

Спрогнозированная многофакторной авторегрессией динамика ВВП на базе статистических данных 1994–2006 гг. (рисунок 4.10) меньше отклоняется от реально произошедших позже событий в экономике, чем авторегрессионная прогнозная модель ВВП без учета влияния факторов-признаков. Первая динамика четко указывает на предстоящий кризис, вторая отражает продолжение стадии подъема.

Аналогичный подход к прогнозированию циклических процессов в динамике объема ВВП предпринят нами накануне валютного кризиса лета 2011 г. Результаты (рисунок 4.11) подтвердили значительную точность *многофакторной* полиномиальной авторегрессии с распределенным лагом для упреждения наступления фазы спада по сравнению с обычной функцией PDL.

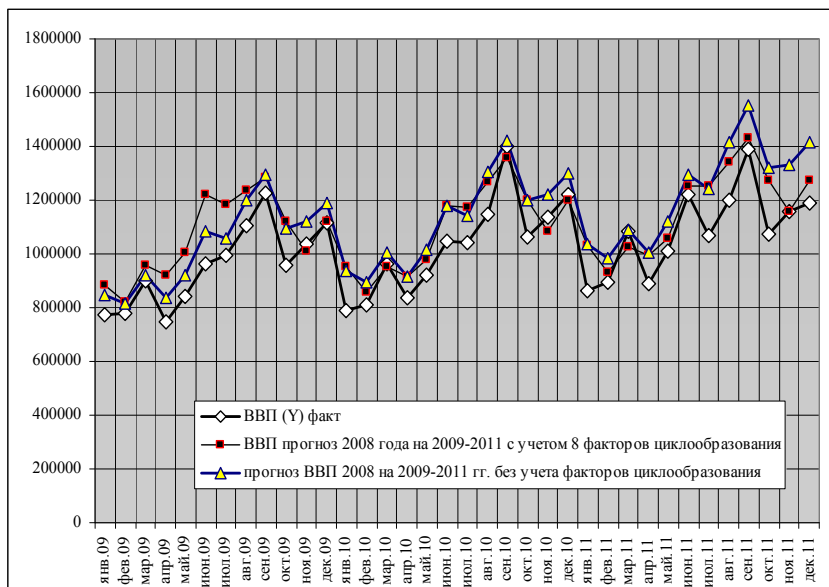


Рисунок 4.11 – Сравнение точности прогнозов кризисной фазы на 2009–2011 гг. на базе многофакторной PDL и на базе авторегрессии собственного временного ряда реального ВВП, осуществленного накануне валютного кризиса 2011 г.

Источник: собственная разработка на основе официальных данных Управления национальных счетов Национального статистического комитета Республики Беларусь [3].

В процессе использования многофакторной полиномиальной авторегрессии для прогноза циклической макродинамики обнаружено, что важную роль в упреждении фазы кризиса играет избранный интервал временных рядов. Наиболее важен тот, который характеризует устоявшиеся текущие тенденции в экономической и политической сферах.

Например, при составлении очередного прогноза для Министерства экономики на 2015 г. были в сравнительном режиме использованы два интервала временных рядов – с июля 2011 г. по декабрь 2013 г. и с апреля 2011 г. по сентябрь 2014 г. Первый интервал времени характеризуется стабилизацией валютного рынка после летнего дефолта 2011 года и неплохими темпами экономического роста. Второй интервал являлся более значимым для предвидения последствий важных событий – валютного потрясения на внутреннем рынке (роста курса доллара более чем в 3 раза) и введения западных санкций против стратегического торгового партнера Беларуси – Российской Федерации. Прогноз с помощью многофакторной функции *PDL* (формула 4.1) на основе первого интервала временных рядов показывал прирост ВВП на +3,8%, а прогноз на основе второго интервала временных рядов (формула 4.2, рисунок 4.12) выдавал сокращение объемов национального производства на минус 2,1% и вхождение экономики в фазу кризиса.

$$\begin{aligned} & \text{pdl}(\log(m2), 2, 1, 1) \quad \text{pdl}((\text{cpi}), 1, 1, 2) \quad \text{pdl}(\log(\text{nx}), 1, 1, 2) \quad \text{pdl}(\log(\text{tpr}), 1, 1, 2) \quad \text{pdl}((i), 1, 1, 2) \\ & \text{pdl}(\log(g), 6, 1, 1) \quad \text{pdl}((\log(h)), 6, 1, 2) \quad \text{при } \text{nx} * h * m2 * \text{cpi} * g \end{aligned} \quad (4.1)$$

$$\begin{aligned} & \text{у } \text{pdl}(\log(m2), 2, 1, 2) \quad \text{pdl}(\log(\text{cpi}), 1, 2, 1) \quad \text{pdl}((\text{nx}), 5, 2, 2) \quad \text{pdl}(\log(\text{tpr}), 1, 1, 1) \quad \text{pdl}((i), 1, 1, 2) \\ & \text{pdl}(\log(g), 6, 1, 1) \quad \text{pdl}((\log(h)), 4, 1, 2) \quad \text{при } \text{nx} * \text{cpi} * m2 * h \end{aligned} \quad (4.2)$$

где *nx* – степень открытости экономики;

m2 – денежный агрегат M2;

tpr – доля прямых налогов в ВВП;

cpi – индекс потребительских цен;

i – инвестиции в основной капитал;

h – уровень концентрации промышленного производства (индекс Херфиндаля).

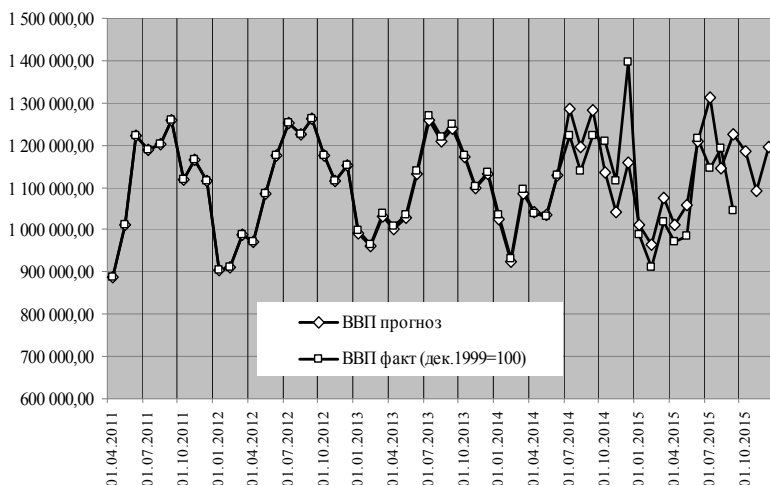
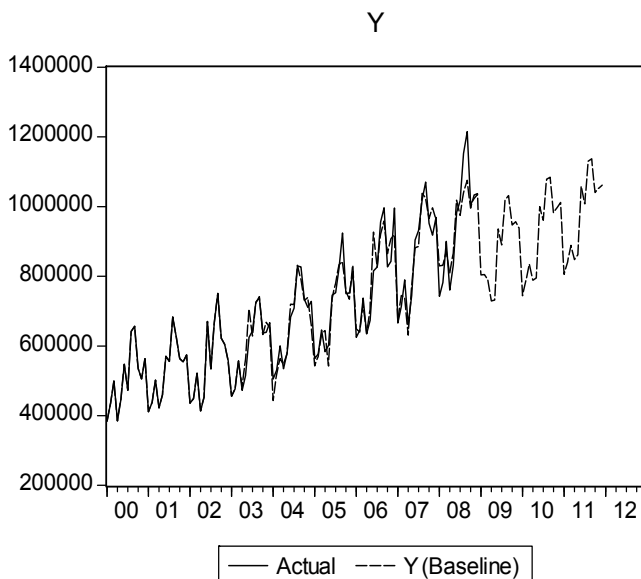


Рисунок 4.12 – Сравнение результатов ретропрогноза и прогноза объема реального ВВП (дек.1999=100) на 2015 г. с фактическими данными на основе многофакторной функции *PDL*

Источник: собственная разработка на основе официальных статистических данных Управления национальных счетов Национального статистического комитета [3].

Таким образом, прогнозировать фазы циклов необходимо не только на основе тщательного отбора основных циклообразующих факторов и их многократного статистического анализа, но и на основе вычленения в их временных рядах репрезентативных периодов устойчивых, характерных для ближайшего будущего динамик. Кроме того, чем дальше горизонт прогнозирования, тем больше вероятность зашумления ряда, вмешательства непредсказуемых факторов, а значит, и хуже точность прогноза.

Выше был упомянут возможный вариант прогнозирования цикличности в динамике ВВП на основе использования других функций, в частности, *VAR* (вектора авторегрессии). Нами *VAR* применялся впервые в 2008 г. в качестве сравнительного варианта к прогнозу на основе функций *PDL* [10]. С его помощью был реализован горизонт прогнозирования циклов на 2009–2011 гг. в программной среде *Eviews*, на основе временных рядов периода с января 2003 по декабрь 2008 гг. указанных ранее 8 факторов-признаков. Прогнозная динамика выдавала резкий циклический спад в начале 2009 года (рисунок 4.13), а затем столь же резкий подъем в 2010 и 2011 гг.



По горизонтали указаны годы с 2000 по 2012 гг.

Рисунок 4.13 – Результаты прогноза цикличности реального ВВП на 2009–2011 гг. накануне мирового финансового кризиса с использованием многофакторной *VAR*-модели на основе временных рядов 2003–2008 гг. включительно (опубликован в 2008 г. [10])

Источник: собственная разработка на основе статистических данных [3].

Однако колебания фактической макродинамики оказались намного сглаженными, мягкими, что поставило под сомнение дальнейшее использование *VAR* в качестве эконометрической основы прогнозов кризисных фаз цикла. Следует отметить, что в наших ранних работах по исследованию циклов отмечалось постепенное усиление влияния эндогенных и ослабление влияние экзогенных циклообразующих факторов [1]. Однако при осуществлении прогнозов, указанных в данной монографии, автор не использовал корректировку амплитуд соответствующих эндогенных и экзогенных факторов-признаков в сторону усиления или затухания по мере прохождения трансформационных преобразований, так как использовал адаптированные иностранные *ППП*, улавливающие с помощью функций *PDL* эти тенденции.

Тем не менее, результаты прогнозов подтвердили, что использование в моделировании циклических колебаний факторов институциональной природы (госрасходов, доли прямого налогообложения в ВВП, уровня концентрации производства) дает резкое отклонение вниз прогнозной многофакторной макродинамики по сравнению с результатами прогнозирования на основе простой авторегрессии ВВП. Описанный эффект

еще раз подтверждает инертность институциональной среды и возможность ее негативного влияния на макродинамику в случае недостаточно интенсивных институциональных преобразований.

Выводы по главе 4

1. Оптимальными для моделирования и прогнозирования циклических колебаний в макродинамике являются *PIPP Eviews* и *STATISTICA*.
2. Процессы наложения и взаимодействия циклов разной периодичности эффективнее всего описывают функции полиномиальной авторегрессии с распределенным лагом, отражая тем самым пролонгированный во времени период воздействия фактора-признака на показатель объема ВВП.
3. Процедуре моделирования циклической макродинамики с применением эконометрических и статистических программ должна предшествовать очень тщательная, трудоемкая работа по выявлению:
 - а) наиболее важных циклообразующих факторов;
 - б) интервала их временных рядов, характеризующего относительно устоявшиеся тенденции, имеющие место быть и в ближайшем будущем;
 - в) времени запаздывания реакции объема ВВП на циклообразующий фактор-признак.
4. Наибольшее влияние на динамику ВВП Беларуси в период трансформации оказывают факторы институциональной природы,

Литература к главе 4

1. Зенькова, Л.П. Цикличность в трансформационной экономике Беларуси: институциональный аспект / Зенькова Л.П.– Минск: ИВЦ Минфина. – 2009. – 320 с.
2. Зенькова, Л.П. Трансформационные экономики: кратко- и среднесрочные экономические циклы / Зенькова Л.П.– Минск: ИВЦ Минфина. – 2015. – 236 с.
3. Сайт Национального статистического комитета Республики Беларусь. – Режим доступа : <http://www.belstat.gov.by>. – Дата доступа : 05.11.2018.
4. Зенькова, Л.П. Институциональная модель циклообразования: вариант прогноза с применением фильтра Калмана / Л.П. Зенькова // Весн. Беларуск. дзярж. экан. ун-та. – 2009. – № 4. – С.10–17.
5. Национальный банк Республики Беларусь [Электронный ресурс]. – 2016. – Режим доступа: <http://www.nbrb.by>. – Дата доступа : 05.11.2018.
6. Сигел, Э.Ф. Практическая бизнес-статистика : пер. с англ. / Э.Ф. Сигел. – 4-е изд. – М. : Вильямс, 2002. – 1051 с.
7. Box, G. E. P. and Jenkins, G. M. Time Series Analysis: Forecasting and Control (san Francisco: Holden-Day, 1976).
8. Голяндина, Н.Э. Метод «Гусеница»–SSA: анализ временных рядов : учеб. пособие / Н.Э. Голяндина. – СПб. : Изд-во С.-Петерб. гос. ун-та, 2004. – 76 с.
9. Зенькова, Л.П. Прогнозирование циклических колебаний ВВП на базе

долгосрочного мультипликативного эффекта и институциональных факторов /Л.П. Зенькова // Экон. и упр. – 2008. – № 2. – С. 110–118.

10. Зенькова, Л.П. Институциональная модель циклообразования: прогноз на основе VAR-модели // Труд. Профсоюзы. Общество. – 2008. – №4. – С. 7–12.

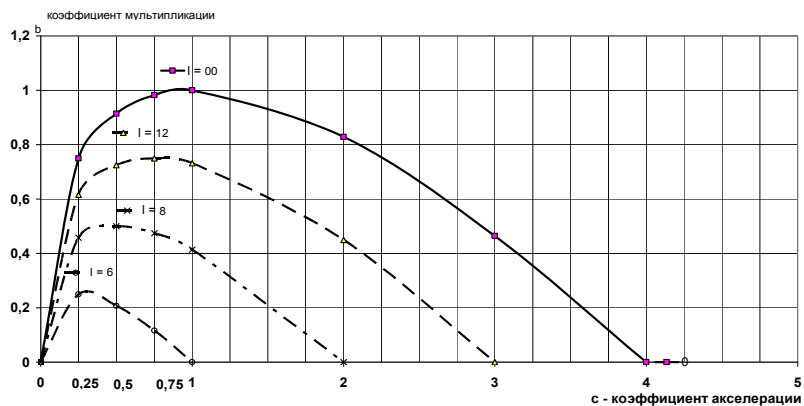
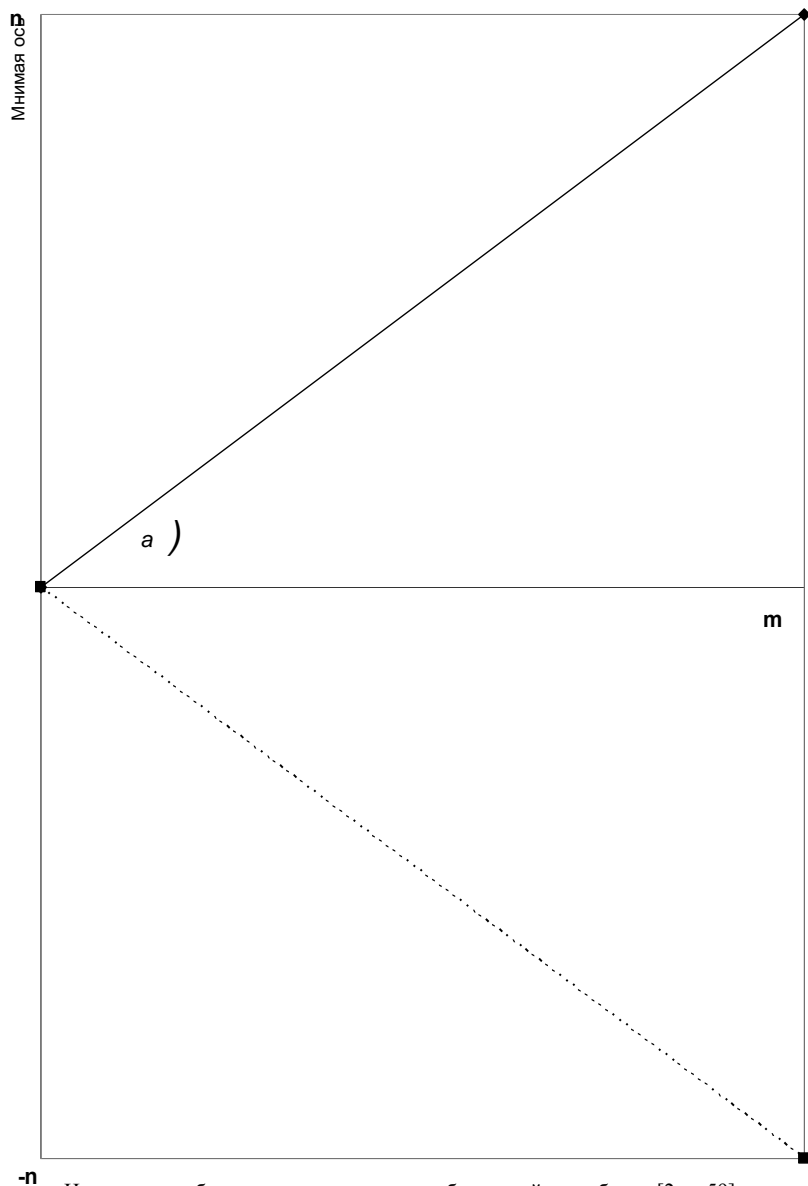


Рисунок А.1– Семейство изолиний периодов циклических колебаний
 Источник: публикуется по источнику собственной разработки [2, с. 64]



Источник: публикуется по источнику собственной разработки [2, с. 59]

Рисунок А.2 - Графическое представление комплексных корней в полярной системе координат:

m - вещественная часть комплексных корней;

n - вещественное число мнимой части комплексных корней;

$\operatorname{tg} \alpha = m/n$; $r = (m^2 + n^2)^{0,5}$

Таблица А.1 – Периодизация возможной продолжительности циклов экономической активности

Значения определяющего коэффициента дискриминанта комплексных корней, k	$\operatorname{tg} \alpha = \sqrt{k-1}$	$\arctg \alpha$, в градусах	Длина колебательного периода, лет
A	I	2	3
1,000	0,0000	0	∞
1,003	0,0524	3	120
1,0035	0,0699	4	90
1,0076	0,0875	5	72
1,011	0,1051	6	60
1,024	0,1584	9	40
1,045	0,2126	12	30
1,072	0,2679	15	24
1,106	0,3256	18	20
1,147	0,3640	20	18
1,198	0,4452	24	15
1,260	0,5095	27	13
1,333	0,5774	30	12
1,528	0,7265	36	10
2,000	1,0000	45	8
4,000	1,7320	60	6
10,474	3,0780	72	5
∞	∞	90	4

Источник: публикуется по источнику собственной разработки [2, с.90]

Таблица А.2 – Показатели объема и динамики объема ВВП Республики Беларусь за 2000–2017 гг. в сопоставимых ценах 2000 г.

Год	Валовой внутренний продукт, в процентах к предыдущему году	Валовой внутренний продукт, млрд. руб., $Y(t)$	Валовой внутренний продукт, в процентах к 2000 г.
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
2000	–	9133,8	100,0
2001	104,7	9563,1	104,7
2002	105,0	10038,0	109,9
2003	107,0	10741,3	117,6
2004	111,4	11965,3	131,0
2005	109,4	13088,7	143,3
2006	110,0	14394,9	157,6
2007	108,6	15637,1	171,2
2008	110,2	17235,5	188,7
2009	100,2	17272,0	189,1
2010	107,7	18587,3	203,5
2011	105,5	19609,6	214,7
2012	101,7	19943,0	218,3
2013	101,0	20142,4	220,5
2014	101,6	20464,7	224,0
2015	96,10	19666,6	215,3
2016	97,40	19155,3	209,7

Источники: собственная разработка по данным [8; 9, с. 223; 10, с. 22; 11, с. 23]

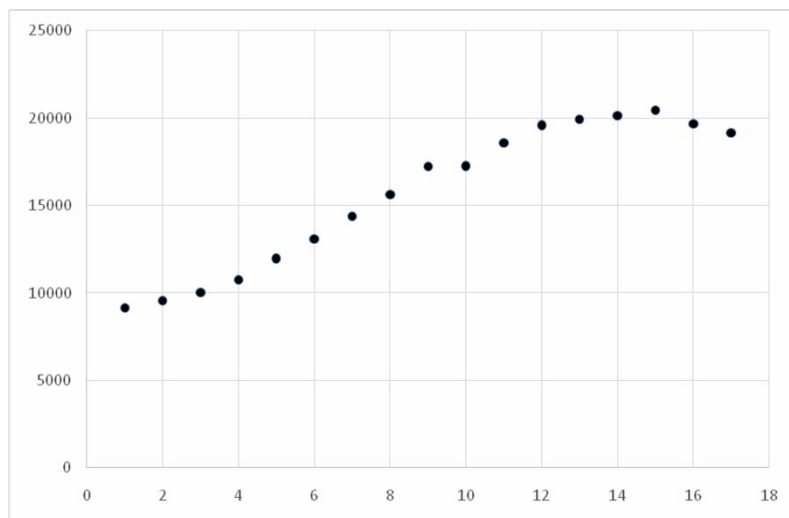


Рисунок А.3 – Точечная диаграмма динамики физического объема ВВП Республики Беларусь за 2001–2016 гг., в постоянных ценах 2000 г.,

По оси абсцисс – порядковые номера года. По оси ординат – валовой внутренний продукт в млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы А.2.

Таблица А.3 – Оценка уровней полиномиального тренда 3-го порядка валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2000–2016 гг. в постоянных ценах 2000 г., млрд. руб.

Год	Наблюдаемые уровни ВВП, $Y(t)$	Полиномиальный тренд 3-го порядка, $\hat{Y}(t)$	Остатки, $u(t)$	$u(t-1)$
<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
2000	9133,8	9060,0	73,77554	–
2001	9563,1	9470,1	93,01336	73,77554
2002	10038,0	10129,1	-91,06793	93,01336
2003	10741,3	10989,7	-248,43504	-91,06793
2004	11965,3	12004,9	-39,55464	-248,43504
2005	13088,7	13127,2	-38,49345	-39,55464
2006	14394,9	14309,5	85,38186	-38,49345
2007	15637,1	15504,6	132,50459	85,38186
2008	17235,5	16665,2	570,30805	132,50459
2009	17272,0	17744,2	-472,07446	570,30805
2010	18587,3	18694,0	-106,70962	-472,07446
2011	19609,6	19467,8	141,83586	-106,70962
2012	19943,0	20018,1	-75,10470	141,83586
2013	20142,4	20297,8	-155,39799	-75,10470
2014	20464,7	20259,6	205,08929	-155,39799
2015	19666,6	19856,3	-189,70955	205,08929
2016	19155,3	19040,7	114,63880	-189,70955

Источник: собственная разработка по данным таблицы А.2.

Таблица А.4 – Разработка модели авторегрессии 3-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2000 –2016 гг., в постоянных ценах 2000 г., млрд. руб.

Год	Полиномиальный тренд 3-го порядка, $Y(t)$	$Y(t-1)$	$Y(t-2)$	$Y(t-3)$	$\Delta Y(t-1)$	$\Delta Y(t-2)$	Уровни авторегрессии, $\hat{Y}(t)$	Остатки, $u(t)$
А	1	2	3	4	5	6	7	8
2000	9060,0	–	–	–		–	–	–
2001	9470,1	9060,0	–	–		–	–	–
2002	10129,1	9470,1	9060,0	–	410,1	–	–	–
2003	10989,7	10129,1	9470,1	9060,0	659	410,1	10989,767	-0,067383
2004	12004,9	10989,7	10129,1	9470,1	860,6	659	12004,671	0,228516
2005	13127,2	12004,9	10989,7	10129,1	1015,2	860,6	13127,473	-0,273438
2006	14309,5	13127,2	12004,9	10989,7	1122,3	1015,2	14309,374	0,125977
2007	15504,6	14309,5	13127,2	12004,9	1182,3	1122,3	15504,571	0,028320
2008	16665,2	15504,6	14309,5	13127,2	1195,1	1182,3	16665,267	-0,068359
2009	17744,2	16665,2	15504,6	14309,5	1160,6	1195,1	17744,064	0,134766
2010	18694,0	17744,2	16665,2	15504,6	1079	1160,6	18694,363	-0,363281
2011	19467,8	18694,0	17744,2	16665,2	949,8	1079	19467,361	0,439453
2012	20018,1	19467,8	18694,0	17744,2	773,8	949,8	20018,361	-0,261719
2013	20297,8	20018,1	19467,8	18694,0	550,3	773,8	20297,666	0,134766
2014	20259,6	20297,8	20018,1	19467,8	279,7	550,3	20259,671	-0,072266
2015	19856,3	20259,6	20297,8	20018,1	-38,2	279,7	19856,283	0,017578
2016	19040,7	19856,3	20259,6	20297,8	-403,3	-38,2	19040,701	-0,001953

Источник: собственная разработка по данным таблицы А.3.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1) R=1,00000000 R²=1,00000000 Adjusted R²= ,99999999 F(3,10)=7840E5 p<0,0000 Std.Error of estimate: ,24232						
N=14	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(10)	p-value
Intercept			-47,0019	2,218078	-21,190	0,000000
NewVar2	1,127110	0,000186	1,0000	0,000165	6075,661	0,000000
NewVar4	0,301680	0,000492	1,9997	0,003258	613,723	0,000000
NewVar4	-0,117089	0,000426	-0,9997	0,003636	-274,974	0,000000

$$Y(t) = -47,0019 + 1,000Y(t-1) + 1,9997\Delta Y(t-1) - 1,000\Delta Y(t-2) + \xi(t)$$

t-критерий: -21,190 6075,661 613,723 -274,974

$$Y(t) = -207,653 + (1,000 + 2,000)Y(t-1) - 2,000Y(t-2) - 1,000[Y(t-2) - Y(t-3)]$$

Рисунок А.4 – Протокол оценки параметров модели авторегрессии 3-го порядка по исходным данным уравнения полиномиального тренда 3-го порядка валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2000–2016 гг., в постоянных ценах 2000 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы А.3.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1) R= ,99231895 R²= ,98469690 Adjusted R²= ,98356334 F(2,27)=868,67 p<0,0000 Std.Error of estimate: 246,77						
N=30	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(27)	p-value
Intercept			2791,843	935,4933	2,98435	0,005970
NewVar2	1,045808	0,026428	0,931	0,0235	39,57192	0,000000
NewVar4	0,142366	0,026428	0,631	0,1171	5,38694	0,000011

$$X(t) = 2791,843 + 0,931X(t-1) + 0,631\Delta X(t-1) + u(t)$$

t-критерий: 3,014 39,032 5,370

R=0,992 F(2,27)=868,67 DW=1,406

Рисунок А.5 – Протокол оценки параметров модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным тренд-циклической составляющей квартальных показателей валового внутреннего продукта Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы 3.4.

Таблица Б.1 – Квартальные показатели ВВП и ВДС по видам деятельности сферы производства товаров Республики Беларусь за 2009–2012 гг. с учетом агрегирования «Сельского хозяйства, охоты и лесного хозяйства» и «Рыболовства, рыбоводства» в объединенный вид деятельности за 2009–2012 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/квартал	ВВП	Показатели ВДС видов экономической деятельности						
		Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство	Рыболовство, рыбоводство	Сельское хоз-во, охота, лесное и рыбное хозяйство	Горнодобывающая промышленность	Обрабатывающая промышленность	Производство и распределение электроэнергии, газа и воды	Строительство
2009 1 кв	30489,4	1 251,0	16,6	1 267,60	316,7	7468,1	1245,3	2359,2
2 кв	33302,6	1 983,2	28,4	2 011,60	403,2	8309,7	840,1	3307,6
3 кв	39020,9	6 512,3	38,0	6 550,30	429,2	8624,5	804,1	3502,7
4 кв	34629,3	1 662,0	15,3	1 677,30	430,9	8404,7	1153,3	3390,9
2010 1 кв	31785,8	1 311,4	16,5	1 327,90	344,5	7839,1	1426,9	2419,0
2 кв	36373,4	2 059,0	30,1	2 089,10	445,9	9251,2	936,1	3753,2
3 кв	41761,1	6 611,6	37,8	6 649,40	464,3	9635,9	930,3	4096,6
4 кв	38161,0	1 699,0	15,3	1 714,30	470,6	9624,2	1295,4	4218,7
2011 1 кв	35139,7	1 395,4	17,6	1 413,00	364,6	8851,2	1379,9	2902,1
2 кв	40442,0	2 048,7	31,1	2 079,80	472,8	10225,6	925,7	4491,8
3 кв	42451,3	7 021,9	39,8	7 061,70	462,5	10507,7	835,0	4052,3
4 кв	38257,5	1 991,5	21,0	2 012,50	488,5	10323,4	1103,6	3905,0
2012 1 кв	36304,7	1 486,0	14,5	1 500,50	343,6	9766,2	1401,5	2437,9
2 кв	41514,8	2 157,6	22,4	2 180,00	464,0	11655,5	906,2	3669,2
3 кв	43115,6	7 449,6	36,7	7 486,30	474,7	10681,9	818,0	3907,1
4 кв	38061,4	2 190,6	13,3	2 203,90	473,5	10577,0	1136,4	3827,6

Источник: собственная разработка по данным [7]

Таблица Б.2 – Квартальные показатели ВВП и ВДС по видам деятельности сферы производства товаров Республики Беларусь с учетом агрегирования «снабжение электроэнергией, газом, паром, горячей водой и кондиционированным воздухом» и «водоснабжение; сбор, обработка и удаление отходов, деятельность по ликвидации загрязнений» в объединенный вид деятельности за 2014–2016 гг. в среднегодовых ценах 2014 г., млрд. руб.

Год/квартал	ВВП	Показатели ВДС видов экономической деятельности						
		Сельское хозяйство, охота, лесное хозяйство и рыбное хозяйство	Горнодобывающая промышленность	Обрабатывающая промышленность	Снабжение электроэнергией, газом, паром, горячей водой и кондиционированным воздухом	Водоснабжение; сбор, обработка и удаление отходов, деятельность по ликвидации загрязнений	Производство и распределение электроэнергии, газа и воды (стр.6+стр.7)	Строительство
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>
2014 1 кв	184118,3	7542,5	1375,7	40955,8	5699,9	1458,1	7158,0	15753,0
2 кв	197521,6	10012,2	1525,6	44206,8	4286,0	1403,2	5689,2	21030,0
3 кв	216261,6	28579,8	1460,8	44601,5	3868,1	1553,1	5421,2	20241,8
4 кв	207891,2	12713,0	1107,5	40157,8	6527,7	1393,5	7921,2	26352,8
2015 1 кв	180349,6	7897,5	1315,6	38044,6	5699,9	1403,1	7103,0	16427,3
2 кв	188936,8	10063,2	1387,1	40800,5	4285,3	1295,6	5580,9	17758,1
3 кв	207072,3	26955,3	1325,3	41787,5	3848,2	1441,6	5289,8	18565,6
4 кв	198575,6	12511,1	1011,4	38314,9	6102,9	1232,2	7335,1	22095,1
2016 1 кв	17395,0	8086	1301	36703	5741	1306	7047	12459
2 кв	18637,4	10556	1399	41696	4030	1192	5222	15601
3 кв	19993,0	27383	1310	40821	3581	1321	4902	15647
4 кв	19510,2	13663	992	39648	6453	1151	7604	19455

Источник: собственная разработка по данным источника [8]

Таблица Б.3 – Квартальные показатели ВВП и ВДС по видам деятельности сферы производства товаров Республики Беларусь с учетом агрегирования «снабжение электроэнергией, газом, паром, горячей водой и кондиционированным воздухом» и «водоснабжение; сбор, обработка и удаление отходов, деятельность по ликвидации загрязнений» в объединенный вид деятельности за 2014–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/ квартал	ВВП	Показатели ВДС видов экономической деятельности						
		Сельское хозяйство, охота, лесное хозяйство и рыбное хозяйство	Горнодобывающая промышленность	Обрабатывающая промышленность	Снабжение электроэнергией, газом, паром, горячей водой и кондиционированным воздухом	Водоснабжение; сбор, обработка и удаление отходов, деятельность по ликвидации загрязнений	Производство и распределение электроэнергии, газа и воды (стр.6+стр.7)	Строительство
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>
2014 1 кв	38753,59	1699,1	309,9	10515,2	-	-	1264,8	2762,2
2 кв	41574,74	2255,5	343,7	10609,1	-	-	1005,2	3687,5
3 кв	45519,17	6438,3	329,1	9552,1	-	-	957,9	3549,3
4 кв	43757,36	2863,9	249,5	9049,4	-	-	1399,6	4620,8
2015 1 кв	37960,35	1779,1	296,4	9705,0	-	-	1255,0	2880,4
2 кв	39767,8	2267,0	312,5	9705,0	-	-	986,1	3113,8
3 кв	43584,99	6072,4	298,5	9939,7	-	-	934,7	3255,4
4 кв	41796,59	2818,5	227,8	9113,7	-	-	1296,0	2874,3
2016 1 кв	36613,3	1821,5	293,1	8730,3	-	-	1245,1	2184,6
2 кв	39228,4	2377,9	315,1	9918,0	-	-	922,7	2735,6
3 кв	42081,7	6168,4	295,1	9709,8	-	-	866,1	2743,6
4 кв	41065,5	3077,8	223,5	9430,8	-	-	1343,6	3411,3

Источник: собственная разработка по данным таблиц Б.1, Б.2.

Таблица Б.4 – Квартальные показатели ВВП и ВДС по видам экономической деятельности сферы производства товаров Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/квартал	ВВП	Показатели ВДС видов экономической деятельности				
		Сельское хозяйство, охота и рыбное хозяйство	Горнодобывающая промышленность	Обрабатывающая промышленность	Производство и распределение электроэнергии, газа и воды	Строительство
<i>А</i>	<i>І</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>
2009 1 кв	30489,4	1251,0	316,7	7468,1	1245,3	2359,2
2 кв	33302,6	1983,2	403,2	8309,7	840,1	3307,6
3 кв	39020,9	6512,3	429,2	8624,5	804,1	3502,7
4 кв	34629,3	1662,0	430,9	8404,7	1153,3	3390,9
2010 1 кв	31785,8	1311,4	344,5	7839,1	1426,9	2419,0
2 кв	36373,4	2059,0	445,9	9251,2	936,1	3753,2
3 кв	41761,1	6611,6	464,3	9635,9	930,3	4096,6
4 кв	38161,0	1699,0	470,6	9624,2	1295,4	4218,7
2011 1 кв	35139,7	1395,4	364,6	8851,2	1379,9	2902,1
2 кв	40442,0	2048,7	472,8	10225,6	925,7	4491,8
3 кв	42451,3	7021,9	462,5	10507,7	835,0	4052,3
4 кв	38257,5	1991,5	488,5	10323,4	1103,6	3905,0
2012 1 кв	36304,7	1486,0	343,6	9766,2	1401,5	2437,9
2 кв	41514,8	2157,6	464,0	11655,5	906,2	3669,2
3 кв	43115,6	7449,6	474,7	10681,9	818,0	3907,1
4 кв	38061,4	2190,6	473,5	10577,0	1136,4	3827,6
2013 1 кв	36667,7	1423,6	326,8	10140,7	1311,4	2600,1
2 кв	41929,9	2067,0	403,9	11132,3	941,4	3678,4
3 кв	43546,8	7136,7	401,9	10117,0	884,0	3728,2
4 кв	38442,0	2098,6	361,5	9813,2	1225,6	4224,2
2014 1 кв	38753,6	1699,1	309,9	10515,2	1264,8	2762,2
2 кв	41574,7	2255,5	343,7	10609,1	1005,2	3687,5
3 кв	45519,2	6438,3	329,1	9552,1	957,9	3549,3
4 кв	43757,4	2863,9	249,5	9049,4	1399,6	4620,8
2015 1 кв	37960,4	1779,1	296,4	9705,0	1255,0	2880,4
2 кв	39767,8	2267,0	312,5	9705,0	986,1	3113,8
3 кв	43585,0	6072,4	298,5	9939,7	934,7	3255,4
4 кв	41796,6	2818,5	227,8	9113,7	1296,0	2874,3
2016 1 кв	36613,3	1821,5	293,1	8730,3	1245,1	2184,6
2 кв	39228,4	2377,9	315,1	9918,0	922,7	2735,6
3 кв	42081,7	6168,4	295,1	9709,8	866,1	2743,6
4 кв	41065,5	3077,8	223,5	9430,8	1343,6	3411,3

Источник: собственная разработка по данным таблиц Б.1–Б.3.

Таблица Б.5 – Разработка индексов-дефляторов валовой добавленной стоимости, созданной в горнодобывающей промышленности Республики Беларусь за 2010–2014 гг.

Годы	2009	2010	2011	2012	2013	2014
1.Валовая добавленная стоимость, в текущих основных ценах, млрд р.	698,6	477,5	3229,7	5363,0	6115,1	5469,6
2.Индексы ВДС в текущих основных ценах, в процентах к 2009 г.	100	68,351	462,310	767,678	875,336	782,937
3.Индексы объема ВДС, в постоянных ценах, в процентах к предыдущему году	–	101,5	103,0	98,0	101,5	155,4
4.Индексы объема ВДС, в постоянных ценах, в процентах к 2009 г.	100,0	101,5	104,5	102,5	104,0	161,6
5.Индексы-дефляторы ВДС в процентах к 2009 г.	100	67,343	442,402	748,954	841,669	484,491

Источник: собственная разработка на основе данных [10, с.32 –36 и 40]

Таблица Б.6 – Разработка индексов-дефляторов валовой добавленной стоимости, созданной в обрабатывающей промышленности Республики Беларусь за 2010–2014 гг.

Годы	2009	2010	2011	2012	2013	2014
1.Валовая добавленная стоимость, в текущих основных ценах, млрд. руб.	32807,0	38372,7	81181,5	135715,4	147522,0	169921,9
2.Индексы ВДС в текущих основных ценах, в процентах к 2009 г.	100	116,965	247,4518	413,6782	449,6662	517,944
3.Индексы объема ВДС, в постоянных ценах, в процентах к предыдущему году	–	110,8	109,7	106,0	95,1	100,2
4.Индексы объема ВДС, в постоянных ценах, в процентах к 2009 г.	100,0	110,8	121,5	128,8	122,9	123,2
5.Индексы-дефляторы ВДС в процентах к 2009 г.	100	105,5641	203,664	321,1787	365,8797	420,4091

Примечание — Источник: собственная разработка на основе данных [10, с. 32 –36 и 40].

Таблица Б.7 – Разработка индексов-дефляторов валовой добавленной стоимости, созданной в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды Республики Беларусь за 2010–2014 гг.

Годы	2009	2010	2011	2012	2013	2014
1.Валовая добавленная стоимость, в текущих основных ценах, млрд. руб.	4042,8	5502,1	6432,6	17435,4	19674,0	26312,7
2.Индексы ВДС в текущих основных ценах, в процентах к 2009 г.	100	136,0963	159,1125	431,270	486,6429	650,853
3.Индексы объема ВДС, в постоянных ценах, в процентах к предыдущему году	–	113,5	97,5	101,9	100,1	101,9
4.Индексы объема ВДС, в постоянных ценах, в процентах к 2009 г.	100,0	113,5	110,7	112,8	112,9	115,0
5.Индексы-дефляторы ВДС в процентах к 2009 г.	100	119,9086	143,7331	382,3319	431,0389	565,959

Источник: собственная разработка по данным [10, с.32 –36 и 40]

Таблица Б.8 – Разработка индексов-дефляторов валовой добавленной стоимости, созданной в строительстве Республики Беларусь за 2010–2014 гг.

Годы	2009	2010	2011	2012	2013	2014
1.Валовая добавленная стоимость, в текущих основных ценах, млрд. руб.	12560,4	15978,6	20038,0	40435,4	67490,6	83377,6
2.Индексы ВДС в текущих основных ценах, в процентах к 2009 г.	100	127,2182	159,5382	321,9379	537,3455	663,8344
3.Индексы объема ВДС, в постоянных ценах, в процентах к предыдущему году	–	115,3	105,9	90,1	107,2	98,7
4.Индексы объема ВДС, в постоянных ценах, в процентах к 2009 г.	100,0	115,3	122,1	110,0	117,9	116,4
5.Индексы-дефляторы ВДС в процентах к 2009 г. (стр.2/стр.4*100)	100	110,3367	130,6619	292,6708	455,7638	570,3045

Источник: собственная разработка на основе данных [10, с.32-36 и 40]

Таблица Б.9 – Сезонная декомпозиция квартальных показателей валовой добавленной стоимости горнодобывающей промышленности Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/ квартал	Наблюдаемые значения квартальных показателей ВВП		Центрированны ая скользящая средняя	Соотношение наблюдаемых и центрированных значений	Формат представления фактора сезонности		Скорректи- рованные на фактор сезонности уровни	Тренд- циклическая компонента	Иррегулярная (случайная) составляющая
					мультипли- кативная форма, в процентах	аддитивная форма, млрд. руб. (гр.1-гр.6)			
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>	
2009 1 кв	316,7			86,6759	-48,6842	365,3842	375,0981	0,974103	
2 кв	403,2			105,8747	22,3724	380,8276	382,9113	0,994558	
3 кв	429,2	398,4750	107,7106	106,6277	26,6778	402,5222	398,5377	1,009998	
4 кв	430,9	407,2875	105,7975	100,8218	3,5121	427,3879	409,3455	1,044076	
2010 1 кв	344,5	417,0125	82,6114	86,6759	-52,9577	397,4577	414,1587	0,959675	
2 кв	445,9	426,3625	104,5824	105,8747	24,7417	421,1583	424,8248	0,991369	
3 кв	464,3	433,8375	107,0216	106,6277	28,8595	435,4405	433,3635	1,004793	
4 кв	470,6	439,7125	107,0245	100,8218	3,8357	466,7643	442,2437	1,054446	
2011 1 кв	364,6	442,8500	82,3304	86,6759	-56,0476	420,6476	439,7551	0,956550	
2 кв	472,8	444,8625	106,2800	105,8747	26,2343	446,5657	444,4199	1,004828	
3 кв	462,5	444,4750	104,0553	106,6277	28,7477	433,7523	442,2769	0,980726	
4 кв	488,5	440,7500	110,8338	100,8218	3,9816	484,5184	444,3020	1,090516	
2012 1 кв	343,6	441,1750	77,8829	86,6759	-52,8194	396,4194	434,8610	0,911600	
2 кв	464,0	440,8250	105,2572	105,8747	25,7461	438,2539	439,1275	0,998011	
3 кв	474,7	436,8500	108,6643	106,6277	29,506	445,1940	436,0919	1,020872	
4 кв	473,5	427,2375	110,8283	100,8218	3,8593	469,6407	430,3474	1,091306	
2013 1 кв	326,8	410,6250	79,5860	86,6759	-50,2368	377,0368	406,1647	0,928286	
2 кв	403,9	387,5250	104,2255	105,8747	22,4113	381,4887	386,7302	0,986447	
3 кв	401,9	371,4125	108,2085	106,6277	24,9809	376,9191	371,7131	1,014005	
4 кв	361,5	361,7750	99,9240	100,8218	2,9465	358,5535	361,1883	0,992705	

Окончание таблицы Б.9

А	1	2	3	4	5	6	7	8
2014 1 кв	309,9	345,1500	89,7870	86,6759	-47,6389	357,5389	347,1717	1,029862
2 кв	343,7	322,0500	106,7226	105,8747	19,0709	324,6291	323,5859	1,003224
3 кв	329,1	306,3625	107,4218	106,6277	20,4559	308,6441	307,7362	1,002950
4 кв	249,5	300,7750	82,9524	100,8218	2,0336	247,4664	295,9338	0,836222
2015 1 кв	296,4	293,0500	101,1431	86,6759	-45,5636	341,9636	299,9705	1,139991
2 кв	312,5	286,5125	109,0703	105,8747	17,3397	295,1603	289,1900	1,020645
3 кв	298,5	283,3875	105,3328	106,6277	18,5539	279,9461	284,6850	0,983354
4 кв	227,8	283,3000	80,4095	100,8218	1,8567	225,9433	278,5346	0,811186
2016 1 кв	293,1	283,2000	103,4958	86,6759	-45,0564	338,1564	290,9212	1,162364
2 кв	315,1	282,2375	111,6436	105,8747	17,484	297,6160	285,5886	1,042114
3 кв	295,1			106,6277	18,3426	276,7574	265,3506	1,042988
4 кв	223,5			100,8218	1,8217	221,6783	255,2316	0,868538

Источник: собственная разработка по данным графы 4 таблицы А.4.

Таблица Б.10 – Сезонная декомпозиция квартальных показателей валовой добавленной стоимости обрабатывающей промышленности Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/ квартал	Наблюдаемые значения квартальных показателей ВВП	Центрированная скользящая средняя	Соотношение наблюдаемых и центрированных значений	Формат представления фактора сезонности		Скорректи- рованные на фактор сезонности уровни	Тренд- циклическая компонента	Иррегулярная (случайная) составляющая
				мультипли- кативная форма, в процентах	аддитивная форма, млрд. руб. (гр.1-гр.6)			
<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>
2009 1 кв	7468,1			94,8102	-408,8	7876,90	7980,21	0,987054
2 кв	8309,7			105,0376	398,53	7911,17	8077,54	0,979403
3 кв	8624,5	8248,13	104,5632	102,1308	179,94	8444,56	8272,20	1,020836
4 кв	8404,7	8412,19	99,9110	98,0214	-169,65	8574,35	8429,70	1,017160
2010 1 кв	7839,1	8656,30	90,5595	94,8102	-429,11	8268,21	8605,31	0,960826
2 кв	9251,2	8935,16	103,5370	105,0376	443,69	8807,51	8913,50	0,988109
3 кв	9635,9	9214,11	104,5776	102,1308	201,04	9434,86	9240,05	1,021083
4 кв	9624,2	9462,43	101,7097	98,0214	-194,27	9818,47	9504,36	1,033049
2011 1 кв	8851,2	9693,20	91,3135	94,8102	-484,51	9335,71	9648,64	0,967567
2 кв	10225,6	9889,58	103,3978	105,0376	490,42	9735,18	9867,13	0,986628
3 кв	10507,7	10091,35	104,1258	102,1308	219,23	10288,47	10115,09	1,017140
4 кв	10323,4	10384,46	99,4120	98,0214	-208,38	10531,78	10400,62	1,012611
2012 1 кв	9766,2	10584,98	92,2647	94,8102	-534,59	10300,79	10545,16	0,976827
2 кв	11655,5	10638,45	109,5601	105,0376	559	11096,50	10681,27	1,038875
3 кв	10681,9	10716,96	99,6728	102,1308	222,87	10459,03	10683,08	0,979028
4 кв	10577,0	10698,38	98,8655	98,0214	-213,5	10790,50	10708,45	1,007662
2013 1 кв	10140,7	10562,36	96,0079	94,8102	-555,09	10695,79	10581,13	1,010837
2 кв	11132,3	10396,28	107,0797	105,0376	533,9	10598,40	10422,27	1,016899
3 кв	10117,0	10347,61	97,7713	102,1308	211,08	9905,92	10302,63	0,961494
4 кв	9813,2	10329,03	95,0061	98,0214	-198,09	10011,29	10302,89	0,971697

Окончание таблицы Б.10

<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>
2014 1 кв	10515,2	10329,03	95,0061	98,0214	-575,59	11090,79	10306,03	1,076146
2 кв	10609,1	10193,01	103,1609	94,8102	508,81	10100,29	10047,93	1,005210
3 кв	9552,1	10026,93	105,8061	105,0376	199,29	9352,81	9783,35	0,955992
4 кв	9049,4	9830,18	97,1712	102,1308	-182,67	9232,07	9579,35	0,963747
2015 1 кв	9705,0	9615,89	94,1088	98,0214	-531,24	10236,24	9637,45	1,062131
2 кв	9705,0	9551,33	101,6089	94,8102	465,45	9239,55	9576,17	0,964848
3 кв	9939,7	9607,81	101,0115	105,0376	207,38	9732,32	9523,98	1,021875
4 кв	9113,7	9494,01	104,6944	102,1308	-183,97	9297,67	9383,99	0,990801
2016 1 кв	8730,3	9398,80	96,9666	98,0214	-477,89	9208,19	9371,57	0,982567
2 кв	9918,0	9396,69	92,9083	94,8102	475,67	9442,33	9408,52	1,003594
3 кв	9709,8	9407,59	105,4255	105,0376	202,58	9507,22	9523,57	0,998283
4 кв	9430,8			102,1308	-190,37	9621,17	9581,10	1,004182

Источник: собственная разработка по данным графы 4 таблицы А.4.

Таблица Б.11– Сезонная декомпозиция квартальных показателей валовой добавленной стоимости по виду деятельности «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/ квартал	Наблюдаемые значения квартальных показателей ВДС	Центрированная скользящая средняя	Разница наблюдаемых и центрированных значений	Фактор сезонности	Скорректированные на фактор сезонности уровни (гр.1-гр.4)	Тренд- циклическая компонента	Случайная составляющая
А	1	2	3	4	5	6	7
2009 1 кв	1245,3	-	-	230,057	1015,243	997,155	18,088
2 кв	840,1	-	-	-154,620	994,720	1008,584	-13,864
3 кв	804,1	1033,400	-229,300	-211,690	1015,790	1031,443	-15,654
4 кв	1153,3	1068,100	85,200	136,253	1017,047	1062,427	-45,381
2010 1 кв	1426,9	1095,875	331,025	230,057	1196,843	1107,094	89,750
2 кв	936,1	1129,413	-193,312	-154,620	1090,720	1125,113	-34,393
3 кв	930,3	1141,300	-211,000	-211,690	1141,990	1141,377	0,613
4 кв	1295,4	1134,125	161,275	136,253	1159,147	1136,905	22,242
2011 1 кв	1379,9	1120,913	258,988	230,057	1149,843	1124,127	25,716
2 кв	925,7	1085,025	-159,325	-154,620	1080,320	1084,502	-4,182
3 кв	835,0	1063,750	-228,750	-211,690	1046,690	1061,854	-15,165
4 кв	1103,6	1064,013	39,587	136,253	967,347	1053,272	-85,925
2012 1 кв	1401,5	1059,450	342,050	230,057	1171,443	1071,894	99,550
2 кв	906,2	1061,425	-155,225	-154,620	1060,820	1061,358	-0,538
3 кв	818,0	1054,263	-236,263	-211,690	1029,690	1051,532	-21,842
4 кв	1136,4	1047,400	89,000	136,253	1000,147	1042,150	-42,003
2013 1 кв	1311,4	1060,050	251,350	230,057	1081,343	1062,416	18,927
2 кв	941,4	1079,450	-138,050	-154,620	1096,020	1081,291	14,729
3 кв	884,0	1084,775	-200,775	-211,690	1095,690	1085,988	9,702
4 кв	1225,6	1086,925	138,675	136,253	1089,347	1087,194	2,153

Окончание таблицы Б.11

А	1	2	3	4	5	6	7
2014 1 кв	1264,8	1104,138	160,663	230,057	1034,743	1096,427	-61,684
2 кв	1005,2	1135,125	-129,925	-154,620	1159,820	1137,869	21,951
3 кв	957,9	1155,650	-197,750	-211,690	1169,590	1157,199	12,391
4 кв	1399,6	1152,038	247,563	136,253	1263,347	1164,405	98,942
2015 1 кв	1255,0	1146,750	108,250	230,057	1024,943	1133,216	-108,273
2 кв	986,1	1130,900	-144,800	-154,620	1140,720	1131,991	8,729
3 кв	934,7	1116,713	-182,013	-211,690	1146,390	1120,010	26,380
4 кв	1296,0	1107,550	188,450	136,253	1159,747	1113,350	46,397
2016 1 кв	1245,1	1091,050	154,050	230,057	1015,043	1082,605	-67,562
2 кв	922,7	1088,425	-165,725	-154,620	1077,320	1087,191	-9,871
3 кв	866,1	-	-	-211,690	1077,790	1120,819	-43,029
4 кв	1343,6	-	-	136,253	1207,347	1137,633	69,714

Источник: собственная разработка по данным графы 5 таблицы А.4.

Таблица Б.12– Сезонная декомпозиция квартальных показателей валовой добавленной стоимости по виду деятельности «Строительство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/ квартал	Наблюдаемые значения квартальных показателей ВВП	Центрированная скользящая средняя	Соотношение наблюдаемых и центрированных значений	Формат представления фактора сезонности		Скорректи- рованные на фактор сезонности уровни	Тренд- шумовая компонента	Иррегулярная (случайная) составляющая
				мультипли- кативная форма, в процентах	аддитивная форма, млрд. руб. (гр.1-гр.6)			
A	1	2	3	4	5	6	7	8
2009 1 кв	2359,2			76,0512	-742,921	3102,121	3161,474	0,981226
2 кв	3307,6			104,4337	140,424	3167,176	3159,056	1,002570
3 кв	3502,7	3147,575	111,2825	109,1908	294,828	3207,872	3154,221	1,017009
4 кв	3390,9	3210,750	105,6108	110,3243	317,326	3073,574	3195,445	0,961861
2010 1 кв	2419,0	3340,688	72,4102	76,0512	-761,752	3180,752	3315,197	0,959446
2 кв	3753,2	3518,400	106,6735	104,4337	159,342	3593,858	3504,903	1,025380
3 кв	4096,6	3682,263	111,2523	109,1908	344,817	3751,783	3676,402	1,020504
4 кв	4218,7	3834,975	110,0059	110,3243	394,793	3823,907	3833,579	0,997477
2011 1 кв	2902,1	3921,763	73,9999	76,0512	-913,882	3815,982	3906,773	0,976761
2 кв	4491,8	3877,013	115,8572	104,4337	190,699	4301,101	3924,574	1,095941
3 кв	4052,3	3779,775	107,2101	109,1908	341,089	3711,211	3759,617	0,987125
4 кв	3905,0	3618,925	107,9050	110,3243	365,436	3539,564	3585,205	0,987270
2012 1 кв	2437,9	3497,950	69,6951	76,0512	-767,704	3205,604	3445,804	0,930292
2 кв	3669,2	3470,125	105,7368	104,4337	155,776	3513,424	3457,435	1,016194
3 кв	3907,1	3480,725	112,2496	109,1908	328,867	3578,233	3480,539	1,028069
4 кв	3827,6	3502,150	109,2929	110,3243	358,193	3469,407	3493,123	0,993211
2013 1 кв	2600,1	3480,938	74,6954	76,0512	-818,781	3418,881	3470,283	0,985188
2 кв	3678,4	3508,150	104,8530	104,4337	156,166	3522,234	3503,505	1,005346
3 кв	3728,2	3577,988	104,1982	109,1908	313,809	3414,391	3555,148	0,960408
4 кв	4224,2	3599,388	117,3589	110,3243	395,307	3828,893	3625,855	1,055997

Окончание таблицы Б.12

А	1	2	3	4	5	6	7	8
2014 1 кв	2762,2	3599,388	117,3589	110,3243	-869,827	3632,027	3586,745	1,012625
2 кв	3687,5	3578,163	77,1960	76,0512	156,553	3530,947	3597,252	0,981568
3 кв	3549,3	3605,375	102,2778	104,4337	298,75	3250,550	3623,309	0,897122
4 кв	4620,8	3669,725	96,7184	109,1908	432,422	4188,378	3683,743	1,136990
2015 1 кв	2880,4	3612,788	127,9012	110,3243	-907,049	3787,449	3548,250	1,067413
2 кв	3113,8	3504,338	82,1953	76,0512	132,196	2981,604	3252,909	0,916596
3 кв	3255,4	3249,288	95,8302	104,4337	274,012	2981,388	2975,333	1,002035
4 кв	2874,3	2944,000	110,5774	109,1908	268,982	2605,318	2791,653	0,933253
2016 1 кв	2184,6	2809,750	102,2974	110,3243	-687,939	2872,539	2729,025	1,052588
2 кв	2735,6	2698,500	80,9561	76,0512	116,14	2619,460	2702,908	0,969127
3 кв	2743,6	2701,650	101,2566	104,4337	230,933	2512,667	2741,397	0,916564
4 кв	3411,3			109,1908	319,235	3092,065	2760,642	1,120053

Источник: собственная разработка по данным графы 6 таблицы А.4.

Таблица Б.13 – Сводная таблица аддитивных составляющих сезонной цикличности объемов ВВП и ВДС видов экономической деятельности сферы производства товаров Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/квартал	Сезонная компонента ВВП, Y(t)	Аддитивные составляющие сезонной цикличности ВДС видов экономической деятельности						Оцененные значения, $\hat{Y}(t)$	Остатки, $u(t)$
		Сельское хозяйство, охота, лесное хозяйство, X_1	Горнодобывающая промышленность	Обрабатывающая промышленность, X_3	Производство и распределение электроэнергии, газа и воды, X_4	Строительство, X_5			
A	I	2	3	4	5	6	7	8	
2009 1 кв	-2924,84	-1608,95	-48,6842	-408,8	230,057	-742,921	-3072,096680	147,256592	
2 кв	375,46	-1011,44	22,3724	398,53	-154,620	140,424	231,389450	144,070541	
3 кв	3142,64	3598,72	26,6778	179,94	-211,690	294,828	3334,329834	-191,689941	
4 кв	-401,52	-978,33	3,5121	-169,65	136,253	317,326	-509,678406	108,158417	
2010 1 кв	-3049,2	-1608,95	-52,9577	-429,11	230,057	-761,752	-3100,002197	50,802246	
2 кв	410,08	-1011,44	24,7417	443,69	-154,620	159,342	337,773804	72,306183	
3 кв	3363,33	3598,72	28,8595	201,04	-211,690	344,817	3456,472412	-93,142334	
4 кв	-442,47	-978,33	3,8357	-194,27	136,253	394,793	-404,371094	-38,098907	
2011 1 кв	-3370,94	-1608,95	-56,0476	-484,51	230,057	-913,882	-3498,744873	127,804932	
2 кв	455,95	-1011,44	26,2343	490,42	-154,620	190,699	485,025360	-29,075348	
3 кв	3418,91	3598,72	28,7477	219,23	-211,690	341,089	3489,330811	-70,420898	
4 кв	-443,59	-978,33	3,9816	-208,38	136,253	365,436	-498,318726	54,728729	
2012 1 кв	-3482,69	-1608,95	-52,8194	-534,59	230,057	-767,704	-3341,797119	-140,892822	
2 кв	468,05	-1011,44	25,7461	559	-154,620	155,776	565,971191	-97,921204	
3 кв	3472,41	3598,72	29,506	222,87	-211,690	328,867	3461,692139	10,717773	
4 кв	-441,31	-978,33	3,8593	-213,5	136,253	358,193	-522,979065	81,669067	
2013 1 кв	-3517,52	-1608,95	-50,2368	-555,09	230,057	-818,781	-3526,722900	9,202881	
2 кв	472,73	-1011,44	22,4113	533,9	-154,620	156,166	555,904907	-83,174896	
3 кв	3507,14	3598,72	24,9809	211,08	-211,690	313,809	3463,346191	43,793701	
4 кв	-445,73	-978,33	2,9465	-198,09	136,253	395,307	-399,998444	-45,731567	

Окончание таблицы Б.13

А	1	2	3	4	5	6	7	8
2014	1 кв	-3717,62	-47,6389	-575,59	230,057	-869,827	-3711,781982	-5,838135
	2 кв	468,72	19,0709	508,81	-154,620	156,553	545,926514	-77,206512
	3 кв	3665,99	20,4559	199,29	-211,690	298,75	3464,996826	200,993164
	4 кв	-507,36	2,0336	-182,67	136,253	432,422	-276,992828	-230,367157
2015	1 кв	-3641,53	-45,5636	-531,24	230,057	-907,049	-3721,171875	79,641846
	2 кв	448,35	17,3397	465,45	-154,620	132,196	423,731598	24,618408
	3 кв	3510,22	18,5539	207,38	-211,690	274,012	3455,188965	55,031006
	4 кв	-484,62	1,8567	-183,97	136,253	268,982	-620,570496	135,950500
2016	1 кв	-3512,3	-45,0564	-477,89	230,057	-687,939	-3152,758789	-359,541260
	2 кв	442,27	17,484	475,67	-154,620	116,14	410,201050	32,068939
	3 кв	3389,15	18,3426	202,58	-211,690	230,933	3357,151611	31,998291
	4 кв	-476,15	1,8217	-190,37	136,253	319,235	-528,437195	52,287201

Источник: собственная разработка по данным таблиц 3.4, 3.7, Б.9 – Б.12.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1) R= ,99883834 R?= ,99767803 Adjusted R?= ,99723150 F(5,26)=2234,3 p<0,0000 Std.Error of estimate: 130,56						
N=32	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(26)	p-value
Intercept			3,4825	23,10746	0,15071	0,881368
NewVar2	0,608897	0,056871	0,7105	0,06636	10,70671	0,000000
NewVar4	-0,159831	0,091864	-12,9701	7,45468	-1,73986	0,093710
NewVar4	0,333184	0,099463	2,1569	0,64388	3,34983	0,002479
NewVar5	-0,040863	0,138385	-0,5330	1,80513	-0,29529	0,770120
NewVar6	0,409041	0,061944	2,0990	0,31788	6,60337	0,000001

$$Y(t) = 3,483 + 0,711X_1(t) - 12,970X_2(t) + 2,157X_3(t) - 0,533X_4(t) + 2,099X_5(t) + u(t)$$

t-критерий: 0,151 10,707 -1,740 3,350 -0,295 6,603

R=0,9988; F(5,26)=2234,3; DW=2,656

Рисунок Б.1–Протокол оценки параметров уравнения регрессии сезонной цикличности объема ВВП–Y(t) в зависимости от сезонных составляющих основных видов экономической деятельности: сельского хозяйства, охоты, лесного и рыбного хозяйства – X₁(t); горнодобывающей промышленности – X₂(t); обрабатывающей промышленности X₃(t); производства и распределения электроэнергии, газа и воды –X₄(t); строительства –X₅(t).

Источник: собственная разработка по данным таблицы Б.13.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1) R= ,99867940 R?= ,99736054 Adjusted R?= ,99707775 F(3,28)=3526,7 p<0,0000 Std.Error of estimate: 134,13						
N=32	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(28)	p-value
Intercept			5,034124	23,71164	0,21231	0,833406
NewVar2	0,606947	0,011114	0,708271	0,01297	54,61130	0,000000
NewVar4	0,291219	0,013003	1,885217	0,08418	22,39566	0,000000
NewVar4	0,317209	0,013585	1,627802	0,06972	23,34923	0,000000

$$Y(t) = 5,034 + 0,708X_1(t) + 1,885X_3(t) + 1,628X_5(t) + u(t)$$

t-критерий: 0,212 54,611 22,396 23,349

R=0,9987; F(3,28)=3526,7; DW=2,303

Рисунок Б.2 – Протокол оценки параметров уравнения регрессии сезонной цикличности объема ВВП–Y(t) в зависимости от сезонных составляющих основных видов экономической деятельности: сельского хозяйства, охоты, лесного и рыбного хозяйства – X₁(t); обрабатывающей промышленности X₃(t); строительства –X₅(t).

Источник: собственная разработка по данным таблицы Б.13.

Приложение В

Таблица В.1–Квартальные показатели объема ВВП и его компонентов на стадии использования доходов Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в текущих ценах, млрд. руб.

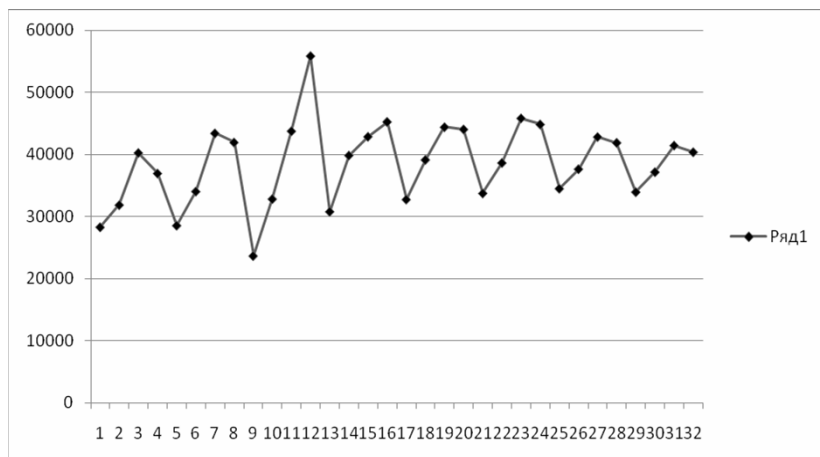
Год/ квартал	ВВП	Компоненты конечного использования доходов			
		РКП	ВН	ВН ОК	Δ МОС
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>
2009 1 кв	29184,1	23279,3	9350,2	9383,5	-33,3
2 кв	33010,8	24213,5	12751,1	12940,8	-189,7
3 кв	41621,0	29244,5	14855,8	13649,4	1206,4
4 кв	38275,4	26008,2	15423,5	14521,9	901,6
2010 1 кв	32908,4	25936,6	9993,2	9887,5	105,7
2 кв	39228,8	29227,5	14902,9	15405,2	-502,3
3 кв	50005,7	34523,2	20530,1	18064,2	2465,9
4 кв	48322,9	32479,5	23879,0	22830,0	1049,0
2011 1 кв	46605,3	35514,5	16722,2	15588,2	1134,0
2 кв	64619,6	41876,5	22479,4	24806,0	-2326,6
3 кв	86 117,2	54648,3	24654,7	25602,8	-948,1
4 кв	109902,9	58925,4	50492,9	49791,0	701,9
2012 1 кв	106219,2	66212,8	28566,2	27343,3	1222,9
2 кв	137504,7	80147,9	45927,6	44192,1	1735,5
3 кв	147970,6	93402,1	55331,3	50502,2	4829,1
4 кв	155922,2	97669,4	62357,0	60954,6	1402,4
2013 1 кв	137013,6	92799,5	44261,7	42673,9	1587,8
2 кв	163720,3	105680,5	60339,7	58749,7	1590,0
3 кв	185736,8	118653,0	74710,0	68778,6	5931,4
4 кв	184217,8	116709,7	80902,5	79205,7	1696,8
2014 1 кв	166702,1	114038,8	47337,6	48555,5	-1217,9
2 кв	191256,8	129706,3	62892,9	63159,0	-266,1
3 кв	226355,6	147502,0	79445,7	65989,6	13456,1
4 кв	221478,2	145261,4	91070,3	90015,4	1054,9
2015 1 кв	198213,1	134571,9	54606,6	55574,3	-967,7
2 кв	215975,9	149332,1	53645,5	56551,8	-2906,3
3 кв	245244,1	163072,0	72471,0	65707,9	6763,1
4 кв	239665,0	162604,5	80327,3	79796,4	530,9
2016 1 кв	21121,7	15289,7	5201,7	4992,2	209,5
2 кв	23052,5	16761,2	5620,9	5564,4	56,5
3 кв	25720,6	17234,5	6287,6	5756,9	530,7
4 кв	25054,2	17333,6	8030,0	7841,6	188,4

Источник: официальный сайт Национального статистического комитета.
Электронный ресурс. – Режим доступа: <http://www.belstat.gov.by>. – Дата доступа: 10.11.2018.

Таблица В.2 – Квартальные показатели объема ВВП и его компонентов на стадии конечного использования доходов за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/квартал		ВВП	Компоненты конечного использования доходов			
			РКП	ВН	ВН ОК	$\Delta МОС$
<i>A</i>		<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>
2009	1 кв	28313,093	23279,3	9376,127	9392,182	-16,055
	2 кв	31886,590	24213,5	12728,49	12926,87	-198,38
	3 кв	40270,565	29244,5	14876,09	13633,81	1242,28
	4 кв	36971,952	26008,2	15399,9	14542,73	857,17
2010	1 кв	28576,245	22629,58	8734,608	8639,184	95,424
	2 кв	34064,610	25511,65	13041,26	13509,6	-468,34
	3 кв	43422,808	30208,35	17954,47	15828,84	2125,63
	4 кв	41961,537	28393,72	20926,67	20003,48	923,19
2011	1 кв	23688,559	20032,94	9380,981	8915,468	465,513
	2 кв	32844,874	23587,18	14006,33	14132,67	-126,34
	3 кв	43771,682	30803,34	19283,13	14594,95	4688,18
	4 кв	55861,486	33280,54	22475,27	28397,42	-5922,15
2012	1 кв	30811,37	22798,78	9172,827	8915,468	257,359
	2 кв	39864,2	27684,23	14898,15	14132,67	765,48
	3 кв	42881,81	32220,72	16991,28	14594,95	2396,33
	4 кв	45264,13	33616,57	20500,35	28397,42	-7897,07
2013	1 кв	32769,77	26809,28	11506,25	10978,44	527,81
	2 кв	39157,26	30567,59	15543,53	15151,53	392
	3 кв	44422,98	34200,62	19311,66	17719,59	1592,07
	4 кв	44059,68	33699,51	20926,57	20351,84	574,73
2014	1 кв	33769,3	27328,92	10814,46	11065,36	-250,9
	2 кв	38663,4	31196,22	14333,96	14348,49	-14,53
	3 кв	45841,41	35450,25	18109,42	14956,48	3152,94
	4 кв	44862,59	34934,61	20733,05	20428,36	304,69
2015	1 кв	34526,25	27919,33	8835,421	11096,98	-2261,56
	2 кв	37665,0	30951,29	11710,85	11251,1	459,75
	3 кв	42843,94	33856,92	14795,41	13100,6	1694,81
	4 кв	41902,31	33604,26	16938,91	15926,22	1012,69
2016	1 кв	33969,13	28358,95	9501,797	9092,579	409,218
	2 кв	37182,43	30948,25	10282,14	10102,87	179,27
	3 кв	41466,82	31934,65	11475,6	10454,27	1021,33
	4 кв	40395,72	32057,95	14642,87	14275,79	367,08

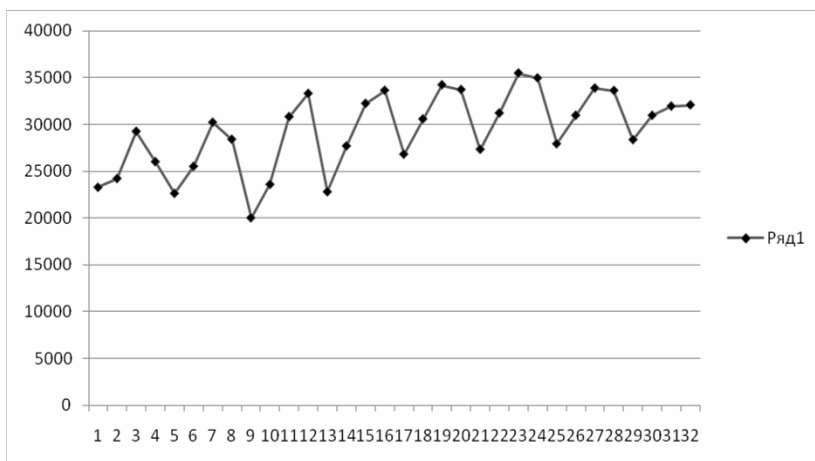
Источник: собственная разработка по данным таблицы В.1.



По горизонтали – порядковые номера кварталов

Рисунок В.1– Динамика квартальных показателей объема ВВП в оценке по методу конечного использования доходов за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

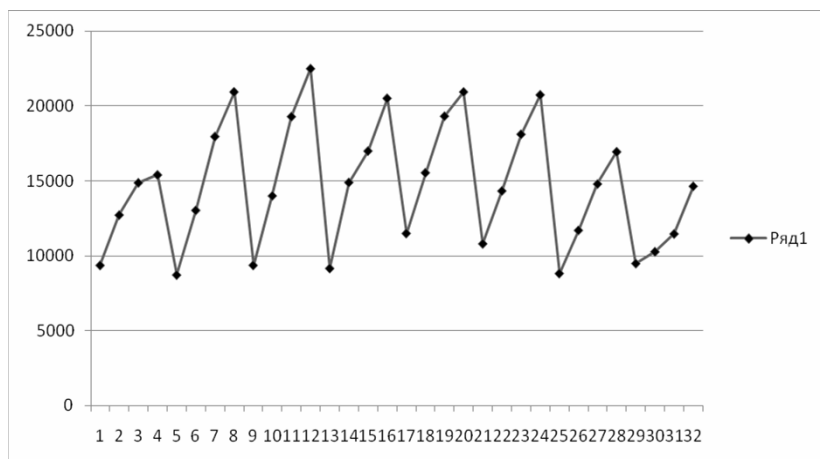
Источник: собственная разработка по данным таблицы В.2.



По горизонтали – порядковые номера кварталов

Рисунок В.2 – Динамика квартальных показателей расходов на конечное потребление по экономике Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

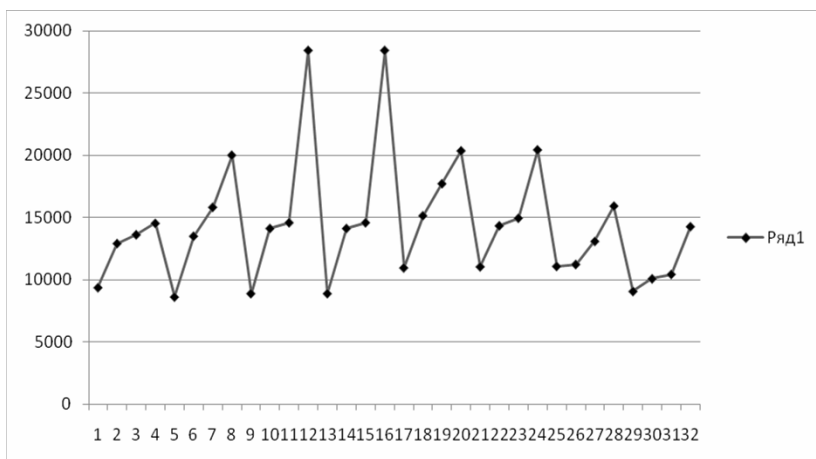
Источник: собственная разработка по данным таблицы В.2.



По горизонтали – порядковые номера кварталов

Рисунок В.3 – Динамика квартальных показателей общего объема валового накопления по экономике Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

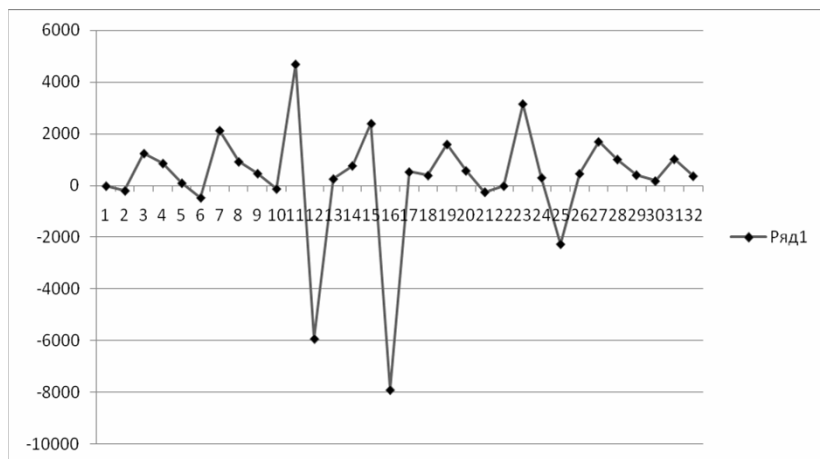
Источник: собственная разработка по данным таблицы В.2.



По горизонтали – порядковые номера кварталов

Рисунок В.4 – Динамика квартальных показателей объема валового накопления основного капитала по экономике Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы В.2.



По горизонтали – порядковые номера кварталов

Рисунок В.5 – Динамика квартальных показателей изменения запасов материальных оборотных средств по экономике Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы В.2.

Таблица В.3 – Сводная таблица аддитивных составляющих сезонной цикличности объема ВВП и его компонентов на стадии конечного использования доходов Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Год/квар- тал	Сезонная компонент а ВВП, $Y(t)$	Сезонные составляющие на стадии использования доходов			
		Расходы на конечное потребление , X_1	Валовое накопление, X_2	Валовое накопление основного капитала, X_3	Изменение запасов материальных оборотных средств, X_4
2009 1 кв	-6683,63	-4156,34	-5150,53	-4421,86	-372,59
2 кв	-1449,83	-857,14	-1524,49	-1391,9	-82,12
3 кв	4274,63	2807,25	1933,17	252,82	2165,88
4 кв	3834,54	1915,33	3663,56	4143,28	-1711,17
2010 1 кв	-6745,74	-4040,34	-4798,13	-4067,35	-372,59
2 кв	-1548,86	-903,09	-1561,95	-1454,65	-82,12
3 кв	4609,23	2899,78	2333,21	293,53	2165,88
4 кв	4352,04	2091,01	4978,35	5699,06	-1711,17
2011 1 кв	-5591,95	-3576,73	-5153,2	-4197,42	-372,59
2 кв	-1493,4	-834,97	-1677,53	-1521,74	-82,12
3 кв	4646,26	2956,89	2505,88	270,65	2165,88
4 кв	5793,67	2450,89	5346,75	8090,53	-1711,17
2012 1 кв	-7273,38	-4070,55	-5038,85	-4197,42	-372,59
2 кв	-1812,56	-980	-1784,34	-1521,74	-82,12
3 кв	4551,81	3092,95	2208,05	270,65	2165,88
4 кв	4694,57	2475,63	4876,93	8090,53	-1711,17
2013 1 кв	-7735,68	-4786,59	-6320,66	-5168,67	-372,59
2 кв	-1780,41	-1082,07	-1861,64	-1631,44	-82,12
3 кв	4715,4	3283	2509,58	328,59	2165,88
4 кв	4569,65	2481,74	4978,32	-4421,86	-1711,17
2014 1 кв	-7971,63	-4156,34	-5940,65	-5209,59	-372,59
2 кв	-1757,96	-857,14	-1716,77	-1544,97	-82,12
3 кв	4865,96	2807,25	2353,35	277,35	2165,88
4 кв	4652,92	1915,33	4932,29	5820,11	-1711,17
2015 1 кв	-8150,32	-4040,34	-4853,51	-5224,48	-372,59
2 кв	-1712,56	-903,09	-1402,6	-1211,46	-82,12
3 кв	4547,79	2899,78	1922,69	242,94	2165,88
4 кв	4345,9	2091,01	4029,68	4537,44	-1711,17
2016 1 кв	-8018,8	-3576,73	-5219,57	-4280,8	-372,59
2 кв	-1690,62	-834,97	-1231,49	-1087,83	-82,12
3 кв	4401,61	2956,89	1491,27	193,86	2165,88
4 кв	4189,64	2450,89	3483,46	4067,22	-1711,17

Источник: собственная разработка по данным таблицы В.2.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1) R= ,99541555 R²= ,99085212 Adjusted R²= ,99022123 F(2,29)=1570,6 p<0,0000 Std.Error of estimate: 498,08						
N=32	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(29)	p-value
Intercept			-3,78294	88,53058	-0,04273	0,966209
NewVar2	0,708564	0,053139	1,25783	0,09433	13,33405	0,000000
NewVar3	0,299018	0,053139	0,39344	0,06992	5,62705	0,000004

Рисунок В.6 – Протокол оценки параметров уравнения регрессии сезонной цикличности квартальных показателей ВВП–Y(t) в зависимости от сезонных составляющих: расходов на конечное потребление – X₁(t) и валового накопления – X₂(t) Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы В.3.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1) R= ,99494413 R²= ,98991381 Adjusted R²= ,98883315 F(3,28)=916,02 p<0,0000 Std.Error of estimate: 532,26						
N=32	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(28)	p-value
Intercept			-24,8370	96,01715	-0,25867	0,797780
NewVar2	0,959753	0,038130	1,7037	0,06769	25,17060	0,000000
NewVar4	0,064609	0,037955	0,0849	0,04986	1,70226	0,099786
NewVar4	-0,061686	0,026910	-0,2195	0,09575	-2,29235	0,029608

DW=1.931.

Рисунок В.7 – Протокол оценки параметров уравнения регрессии сезонной цикличности квартальных показателей ВВП–Y(t) в зависимости от сезонных составляющих: расходов на конечное потребление – X₁(t) и валового накопления основного капитала– X₃(t) и изменения запасов материальных оборотных средств– X₄(t) Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.;

Источник: собственная разработка по данным таблицы В.2.

Приложение Г

Таблица Г.1–Квартальные показатели тренд-циклических составляющих объемов ВВП и ВДС основных видов экономической деятельности Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Порядковый номер квартала	Тренд-циклическая компонента ВВП, $Y(t)$	Тренд-циклические составляющие видов деятельности				
		Сельское хозяйство, $X_1(t)$	Горнодобывающая промышленность, $X_2(t)$	Обрабатывающая промышленность, $X_3(t)$	Производство и распределение электричества, $X_4(t)$	Строительство, $X_5(t)$
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>
1	33897,46	2951,252	375,0981	7980,21	997,155	3161,474
2	34147,13	2922,723	382,9113	8077,54	1008,584	3159,056
3	34646,48	2865,665	398,5377	8272,20	1031,443	3154,221
4	35060,98	2850,437	409,3455	8429,70	1062,427	3195,445
5	35729,77	2901,006	414,1587	8605,31	1107,094	3315,197
6	36510,34	2932,826	424,8248	8913,50	1125,113	3504,903
7	37543,80	2939,876	433,3635	9240,05	1141,377	3676,402
8	38385,72	2910,781	442,2437	9504,36	1136,905	3833,579
9	38917,85	2991,561	439,7551	9648,64	1124,127	3906,773
10	39168,36	3075,848	444,4199	9867,13	1084,502	3924,574
11	39201,54	3158,753	442,2769	10115,09	1061,854	3759,617
12	39401,42	3130,548	444,3020	10400,62	1053,272	3585,205
13	39716,53	3204,072	434,8610	10545,16	1071,894	3445,804
14	39921,41	3281,948	439,1275	10681,27	1061,358	3457,435
15	39787,58	3372,898	436,0919	10683,08	1051,532	3480,539
16	39729,67	3280,126	430,3474	10708,45	1042,150	3493,123
17	40007,92	3220,139	406,1647	10581,13	1062,416	3470,283
18	40256,76	3180,248	386,7302	10422,27	1081,291	3503,505
19	40380,23	3251,698	371,7131	10302,63	1085,988	3555,148
20	40422,54	3252,026	361,1883	10302,89	1087,194	3625,855
21	40975,93	2951,252	347,1717	10306,03	1096,427	3586,745
22	41673,10	2922,723	323,5859	10047,93	1137,869	3597,252
23	42283,60	2865,665	307,7362	9783,35	1157,199	3623,309
24	42216,16	2850,437	295,9338	9579,35	1164,405	3683,743
25	41495,44	2901,006	299,9705	9637,45	1133,216	3548,250
26	40837,44	2932,826	289,1900	9576,17	1131,991	3252,909
27	40563,79	2939,876	284,6850	9523,98	1120,010	2975,333
28	40572,68	2910,781	278,5346	9383,99	1113,350	2791,653
29	40108,86	2991,561	290,9212	9371,57	1082,605	2729,025
30	39725,12	3075,848	285,5886	9408,52	1087,191	2702,908
31	39650,82	3158,753	265,3506	9523,57	1120,819	2741,397
32	39613,67	3130,548	255,2316	9581,10	1137,633	2760,642

Источник: собственная разработка по данным таблиц 3.7 и Б.9–Б.13.

Parameter Estimates (Spreadsheet1) Sigma-restricted parameterization										
Effect	NewVar2 Param.	NewVar2 Std.Err	NewVar2 t	NewVar2 p	NewVar2 Beta (?)	NewVar2 St.Err. ?	-95,00% Cnf.Lmt	+95,00% Cnf.Lmt	-95,00% Cnf.Lmt	+95,00% Cnf.Lmt
Intercept	2655,498	103,5103	25,65443	0,000000			2443,467	2867,530		
NewVar1	368,781	106,9922	3,44680	0,001810			149,617	587,944		
NewVar1^2	-85,848	29,8892	-2,87219	0,007687			-147,073	-24,622		
NewVar1^3	5,746	2,3838	2,41068	0,022735			0,864	10,629		

Рисунок Г.1—Оценка параметров полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.2.

Таблица Г.2 – Аналитическое выравнивание тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь по уравнению полиномиального тренда 3-го порядка за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Порядковый номер квартала	Приведенная шкала фактора времени	Тренд-циклическая составляющая ВДС, $Z_t(t)$	Значения полиномиального тренда 3-го порядка, $X_t(t)$	Остатки, $\mu_t(t)$
<i>А</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
1	0,25	2951,252	2863,49820	87,75380
2	0,50	2922,723	2893,35561	29,36739
3	0,75	2865,665	2921,37119	-55,70619
4	1,00	2850,437	2947,54493	-97,10793
5	1,25	2901,006	2971,87683	-70,87083
6	1,50	2932,826	2994,36689	-61,54089
7	1,75	2939,876	3015,01512	-75,13912
8	2,00	2910,781	3033,82151	-123,04051
9	2,25	2991,561	3050,78606	-59,22506
10	2,50	3075,848	3065,90878	9,93922
11	2,75	3158,753	3079,18966	79,56334
12	3,00	3130,548	3090,62870	39,91930
13	3,25	3204,072	3100,22590	103,84610
14	3,50	3281,948	3107,98127	173,96673
15	3,75	3372,898	3113,89480	259,00320
16	4,00	3280,126	3117,96649	162,15951
17	4,25	3220,139	3120,19635	99,94265
18	4,50	3180,248	3120,58437	59,66363
19	4,75	3251,698	3119,13055	132,56745
20	5,00	3252,026	3115,83489	136,19111
21	5,25	2951,252	3110,69740	-159,44540
22	5,50	2922,723	3103,71807	-180,99507
23	5,75	2865,665	3094,89691	-229,23191
24	6,00	2850,437	3084,23390	-233,79690
25	6,25	2901,006	3071,72906	-170,72306
26	6,50	2932,826	3057,38238	-124,55638
27	6,75	2939,876	3041,19387	-101,31787
28	7,00	2910,781	3023,16352	-112,38252
29	7,25	2991,561	3003,29133	-11,73033
30	7,50	3075,848	2981,57730	94,27070
31	7,75	3158,753	2958,02144	200,73156
32	8,00	3130,548	2932,62374	197,92426

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.1.

Таблица Г.3 – Аналитическое выравнивание тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Горнодобывающая промышленность» Республики Беларусь по уравнению полиномиального тренда 3-го порядка за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Порядковый номер квартала	Приведенная шкала фактора времени	Тренд-циклическая составляющая ВДС, $Z_2(t)$	Значения полиномиального тренда 3-го порядка, $X_2(t)$	Остатки, $\mu_2(t)$
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
1	0,25	375,0981	357,94563	17,15247
2	0,50	382,9113	380,21215	2,69915
3	0,75	398,5377	398,93335	-0,39565
4	1,00	409,3455	414,30189	-4,95639
5	1,25	414,1587	426,51042	-12,35172
6	1,50	424,8248	435,75158	-10,92678
7	1,75	433,3635	442,21802	-8,85452
8	2,00	442,2437	446,10240	-3,85870
9	2,25	439,7551	447,59736	-7,84226
10	2,50	444,4199	446,89554	-2,47564
11	2,75	442,2769	444,18961	-1,91271
12	3,00	444,3020	439,67221	4,62979
13	3,25	434,8610	433,53598	1,32502
14	3,50	439,1275	425,97358	13,15392
15	3,75	436,0919	417,17766	18,91424
16	4,00	430,3474	407,34086	23,00654
17	4,25	406,1647	396,65583	9,50887
18	4,50	386,7302	385,31523	1,41497
19	4,75	371,7131	373,51170	-1,79860
20	5,00	361,1883	361,43789	-0,24959
21	5,25	347,1717	349,28645	-2,11475
22	5,50	323,5859	337,25003	-13,66413
23	5,75	307,7362	325,52128	-17,78508
24	6,00	295,9338	314,29285	-18,35905
25	6,25	299,9705	303,75738	-3,78688
26	6,50	289,1900	294,10753	-4,91753
27	6,75	284,6850	285,53595	-0,85095
28	7,00	278,5346	278,23527	0,29933
29	7,25	290,9212	272,39817	18,52303
30	7,50	285,5886	268,21727	17,37133
31	7,75	265,3506	265,88524	-0,53464
32	8,00	255,2316	265,59471	-10,36311

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.1.

Effect	Parameter Estimates (Spreadsheet1) Sigma-restricted parameterization						
	NewVar2 Param.	NewVar2 Std.Err	NewVar2 t	NewVar2 p	-95,00% Cnf.Lmt	+95,00% Cnf.Lmt	NewVar2 Beta (?)
Intercept	331,9411	9,029951	36,7600	0,000000	313,4441	350,4382	
NewVar1	111,7507	9,333704	11,9728	0,000000	92,6315	130,8699	3,99851
NewVar1^2	-31,4449	2,607453	-12,0596	0,000000	-36,7860	-26,1038	-9,56764
NewVar1^3	2,0549	0,207953	9,8817	0,000000	1,6290	2,4809	4,84582

Рисунок Г.2—Оценка параметров полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Горнодобывающая промышленность» Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.3.

Таблица Г.4 – Аналитическое выравнивание тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Обрабатывающая промышленность» Республики Беларусь по уравнению полиномиального тренда 3-го порядка за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Порядковый номер квартала	Приведенная шкала фактора времени	Тренд-циклическая составляющая ВДС, $Z_3(t)$	Значения полиномиального тренда 3-го порядка, $X_3(t)$	Остатки, $\mu_3(t)$
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
1	0,25	7980,21	7459,03563	521,17437
2	0,50	8077,54	7897,47996	180,06004
3	0,75	8272,20	8293,25361	-21,05361
4	1,00	8429,70	8648,15004	-218,45004
5	1,25	8605,31	8963,96273	-358,65273
6	1,50	8913,50	9242,48516	-328,98516
7	1,75	9240,05	9485,51079	-245,46079
8	2,00	9504,36	9694,83310	-190,47310
9	2,25	9648,64	9872,24557	-223,60557
10	2,50	9867,13	10019,54166	-152,41166
11	2,75	10115,09	10138,51486	-23,42486
12	3,00	10400,62	10230,95864	169,66136
13	3,25	10545,16	10298,66647	246,49353
14	3,50	10681,27	10343,43183	337,83817
15	3,75	10683,08	10367,04818	316,03182
16	4,00	10708,45	10371,30901	337,14099
17	4,25	10581,13	10358,00779	223,12221
18	4,50	10422,27	10328,93798	93,33202
19	4,75	10302,63	10285,89308	16,73692
20	5,00	10302,89	10230,66654	72,22346
21	5,25	10306,03	10165,05185	140,97815
22	5,50	10047,93	10090,84247	-42,91247
23	5,75	9783,35	10009,83189	-226,48189
24	6,00	9579,35	9923,81358	-344,46358
25	6,25	9637,45	9834,58100	-197,13100
26	6,50	9576,17	9743,92764	-167,75764
27	6,75	9523,98	9653,64696	-129,66696
28	7,00	9383,99	9565,53245	-181,54245
29	7,25	9371,57	9481,37758	-109,80758
30	7,50	9408,52	9402,97581	5,54419
31	7,75	9523,57	9332,12063	191,44937
32	8,00	9581,10	9270,60551	310,49449

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.1.

Effect	Parameter Estimates (Spreadsheet1)									
	NewVar2 Param.	NewVar2 Std. Err.	NewVar2 t	NewVar2 p	-95,00% Cnf.Lmt	+95,00% Cnf.Lmt	NewVar2 Beta (?)	NewVar2 St.Err. ?	-95,00% Cnf.Lmt	+95,00% Cnf.Lmt
Intercept	6976,127	196,4873	35,50421	0,000000	6573,641	7378,613				
NewVar1	2022,954	203,0969	9,96054	0,000000	1606,929	2438,976	6,13714	0,616145	4,8750	7,39925
NewVar1^2	-370,061	56,7369	-6,52241	0,000000	-486,281	-253,841	-9,54685	1,463701	-12,5451	-6,54859
NewVar1^3	19,130	4,5249	4,22776	0,000228	9,861	28,399	3,82496	0,904726	1,9717	5,67821

Рисунок Г.3—Оценка параметров полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Обрабатывающая промышленность» Республики Беларусь за 2009–2016 гг.в среднегодовых ценах 2009 Г., млрд руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.4.

Таблица Г.5 – Аналитическое выравнивание тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды» Республики Беларусь по уравнению полиномиального тренда 3-го порядка за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Порядковый номер квартала	Приведенная шкала фактора времени	Тренд-циклическая составляющая ВДС, $Z_4(t)$	Значения полиномиального тренда 3-го порядка, $X_4(t)$	Остатки, $\mu_4(t)$
<i>А</i>	<i>І</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
1	0,25	997,155	1034,57999	-37,42499
2	0,50	1008,584	1043,99963	-35,41563
3	0,75	1031,443	1052,38448	-20,94148
4	1,00	1062,427	1059,79889	2,62811
5	1,25	1107,094	1066,30722	40,78678
6	1,50	1125,113	1071,97382	53,13918
7	1,75	1141,377	1076,86306	64,51394
8	2,00	1136,905	1081,03928	55,86572
9	2,25	1124,127	1084,56685	39,56015
10	2,50	1084,502	1087,51011	-3,00811
11	2,75	1061,854	1089,93344	-28,07944
12	3,00	1053,272	1091,90119	-38,62919
13	3,25	1071,894	1093,47771	-21,58371
14	3,50	1061,358	1094,72736	-33,36936
15	3,75	1051,532	1095,71449	-44,18249
16	4,00	1042,150	1096,50347	-54,35347
17	4,25	1062,416	1097,15866	-34,74266
18	4,50	1081,291	1097,74440	-16,45340
19	4,75	1085,988	1098,32506	-12,33706
20	5,00	1087,194	1098,96499	-11,77099
21	5,25	1096,427	1099,72854	-3,30154
22	5,50	1137,869	1100,68009	37,18891
23	5,75	1157,199	1101,88398	55,31502
24	6,00	1164,405	1103,40457	61,00043
25	6,25	1133,216	1105,30622	27,90978
26	6,50	1131,991	1107,65328	24,33772
27	6,75	1120,010	1110,51012	9,49988
28	7,00	1113,350	1113,94108	-0,59108
29	7,25	1082,605	1118,01053	-35,40553
30	7,50	1087,191	1122,78282	-35,59182
31	7,75	1120,819	1128,32231	-7,50331
32	8,00	1137,633	1134,69336	2,93964

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.1.

Parameter Estimates (Spreadsheet1) Sigma-restricted parameterization										
Effect	NewVar2 Param.	NewVar2 Std.Err	NewVar2 t	NewVar2 p	-95,00% Cnf.Lmt	+95,00% Cnf.Lmt	NewVar2 Beta (?)	NewVar2 St.Err.?	-95,00% Cnf.Lmt	+95,00% Cnf.Lmt
Intercept	1024,061	29,88870	34,26249	0,000000	962,8370	1085,285				
NewVar1	44,359	30,89411	1,43585	0,162124	-18,9244	107,643	2,45961	1,712999	-1,0493	5,968530
NewVar1^2	-9,308	8,63054	-1,07851	0,290012	-26,9870	8,371	-4,38883	4,069361	-12,7245	3,946880
NewVar1^3	0,686	0,68831	0,99733	0,327146	-0,7235	2,096	2,50859	2,515306	-2,6438	7,660960

Рисунок Г.4– Оценка параметров полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды» Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.5.

Таблица Г.6 – Аналитическое выравнивание тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Строительство» Республики Беларусь по уравнению полиномиального тренда 3-го порядка за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Порядковый номер квартала	Приведенная шкала фактора времени	Тренд-циклическая составляющая ВДС, $Z_5(t)$	Значения полиномиального тренда 3-го порядка, $X_3(t)$	Остатки, $\mu_5(t)$
<i>А</i>	<i>І</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>
1	0,25	3161,474	3108,59130	52,88270
2	0,50	3159,056	3197,04688	-37,99088
3	0,75	3154,221	3278,07173	-123,85073
4	1,00	3195,445	3351,71337	-156,26837
5	1,25	3315,197	3418,01932	-102,82232
6	1,50	3504,903	3477,03711	27,86589
7	1,75	3676,402	3528,81424	147,58776
8	2,00	3833,579	3573,39825	260,18075
9	2,25	3906,773	3610,83666	295,93634
10	2,50	3924,574	3641,17697	283,39703
11	2,75	3759,617	3664,46672	95,15028
12	3,00	3585,205	3680,75342	-95,54842
13	3,25	3445,804	3690,08460	-244,28060
14	3,50	3457,435	3692,50778	-235,07278
15	3,75	3480,539	3688,07046	-207,53146
16	4,00	3493,123	3676,82019	-183,69719
17	4,25	3470,283	3658,80447	-188,52147
18	4,50	3503,505	3634,07082	-130,56582
19	4,75	3555,148	3602,66677	-47,51877
20	5,00	3625,855	3564,63984	61,21516
21	5,25	3586,745	3520,03754	66,70746
22	5,50	3597,252	3468,90741	128,34459
23	5,75	3623,309	3411,29695	212,01205
24	6,00	3683,743	3347,25368	336,48932
25	6,25	3548,250	3276,82514	271,42486
26	6,50	3252,909	3200,05884	52,85016
27	6,75	2975,333	3117,00229	-141,66929
28	7,00	2791,653	3027,70302	-236,05002
29	7,25	2729,025	2932,20856	-203,18356
30	7,50	2702,908	2830,56641	-127,65841
31	7,75	2741,397	2722,82410	18,57290
32	8,00	2760,642	2609,02916	151,61284

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.1.

Effect	Parameter Estimates (Spreadsheet1) Sigma-restricted parameterization										
	NewVar2 Param.	NewVar2 Std.Err	NewVar2 t	NewVar2 p	-95,00% Cnf Lmt	+95,00% Cnf Lmt	NewVar2 Beta (?)	NewVar2 St.Err.?	-95,00% Cnf Lmt	+95,00% Cnf Lmt	
Intercept	3012,657	150,4663	20,02214	0,000000	2704,441	3320,874					
NewVar1	398,755	155,5278	2,56388	0,016007	80,171	717,339	2,64594	1,032004	0,53197	4,759902	
NewVar1^2	-60,206	43,4481	-1,38570	0,176776	-149,205	28,793	-3,39720	2,451605	-8,41908	1,624685	
NewVar1^3	0,507	3,4651	0,14628	0,884747	-6,591	7,605	0,22167	1,515357	-2,88240	3,325737	

Рисунок Г.5– Оценка параметров полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Строительство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.6.

Таблица Г.7 – Разработка модели авторегрессии 3-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-й степени тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Квар- тал	Поли- ном 3-го порядка, $X(t)$	$X(t-1)$	$X(t-2)$	$X(t-3)$	$\Delta X(t-1)$	$\Delta X(t-2)$	$\hat{X}(t)$	$\xi(t)$
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>
1	2742,41781	–	–	–	–	–	–	–
2	2819,14505	2742,41781	–	–	–	–	–	–
3	2886,21882	2819,14505	2742,41781	–	76,72724	–	–	–
4	2944,17784	2886,21882	2819,14505	2742,41781	67,07377	76,72724	2944,177734	0,000000
5	2993,56086	2944,17784	2886,21882	2819,14505	57,95902	67,07377	2993,560791	0,000000
6	3034,90660	2993,56086	2944,17784	2886,21882	49,38302	57,95902	3034,906494	0,000000
7	3068,75380	3034,90660	2993,56086	2944,17784	41,34574	49,38302	3068,753906	0,000000
8	3095,64119	3068,75380	3034,90660	2993,56086	33,8472	41,34574	3095,641113	0,000000
9	3116,10751	3095,64119	3068,75380	3034,90660	26,88739	33,8472	3116,107422	0,000000
10	3130,69150	3116,10751	3095,64119	3068,75380	20,46632	26,88739	3130,691406	0,000000
11	3139,93187	3130,69150	3116,10751	3095,64119	14,58399	20,46632	3139,931885	0,000000
12	3144,36738	3139,93187	3130,69150	3116,10751	9,24037	14,58399	3144,367432	0,000000
13	3144,53674	3144,36738	3139,93187	3130,69150	4,43551	9,24037	3144,536865	-0,000244
14	3140,97870	3144,53674	3144,36738	3139,93187	0,16936	4,43551	3140,978760	0,000000
15	3134,23199	3140,97870	3144,53674	3144,36738	-3,55804	0,16936	3134,231934	0,000000
16	3124,83535	3134,23199	3140,97870	3144,53674	-6,74671	-3,55804	3124,835449	0,000000
17	3113,32749	3124,83535	3134,23199	3140,97870	-9,39664	-6,74671	3113,327393	0,000000
18	3100,24717	3113,32749	3124,83535	3134,23199	-11,50786	-9,39664	3100,247070	0,000000
19	3086,13311	3100,24717	3113,32749	3124,83535	-13,08032	-11,50786	3086,133057	0,000000
20	3071,52405	3086,13311	3100,24717	3113,32749	-14,11406	-13,08032	3071,523926	0,000244
21	3056,95872	3071,52405	3086,13311	3100,24717	-14,60906	-14,11406	3056,958740	0,000000
22	3042,97586	3056,95872	3071,52405	3086,13311	-14,56533	-14,60906	3042,975830	0,000000
23	3030,11419	3042,97586	3056,95872	3071,52405	-13,98286	-14,56533	3030,114258	0,000000
24	3018,91245	3030,11419	3042,97586	3056,95872	-12,86167	-13,98286	3018,912354	0,000000
25	3009,90938	3018,91245	3030,11419	3042,97586	-11,20174	-12,86167	3009,909424	0,000000
26	3003,64370	3009,90938	3018,91245	3030,11419	-9,00307	-11,20174	3003,643799	0,000000
27	3000,65416	3003,64370	3009,90938	3018,91245	-6,26568	-9,00307	3000,654053	0,000000
28	3001,47949	3000,65416	3003,64370	3009,90938	-2,98954	-6,26568	3001,479492	0,000000
29	3006,65841	3001,47949	3000,65416	3003,64370	0,82533	-2,98954	3006,658447	0,000000
30	3016,72967	3006,65841	3001,47949	3000,65416	5,17892	0,82533	3016,729736	0,000000
31	3032,23200	3016,72967	3006,65841	3001,47949	10,07126	5,17892	3032,231934	0,000000
32	3053,70412	3032,23200	3016,72967	3006,65841	15,50233	10,07126	3053,704102	0,000000

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.2.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1) R=1,00000000 R²=1,00000000 Adjusted R²=1,00000000 F(3,25)=131E12 p<0,0000 Std.Error of estimate: ,00002						
N=29	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(25)	p-value
Intercept			0,538761	0,000210	2562	0,00
NewVar2	1,156210	0,000000	1,000000	0,000000	14524271	0,00
NewVar4	0,816122	0,000001	1,999999	0,000001	1414909	0,00
NewVar4	-0,466280	0,000001	-1,000000	0,000001	-843709	0,00

$$X(t) = 0,538761 + 1,000X(t-1) + 2,000\Delta X(t-1) - 1,000\Delta X(t-2)$$

t-критерий: 2562 14524271 1414909 -370984

R=1.000 F(3,25)=131E12

$$X(t) = 0.538761 + (1.000 + 2,000)X(t-1) - (2.000 + 1,000)X(t-2) + 1.000X(t-3) + \xi(t)$$

Рисунок Г.6 – Оценка параметров уравнения авторегрессии 3-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-й степени тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.7.

Таблица Г.8 – Разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Квар- тал	Полином 3-го порядка, $X(t)$	$X(t-1)$	$X(t-2)$	$\Delta X(t-1)$	$\hat{X}(t)$	$u(t)$	$u(t-1)$
1	2742,41781	—	-	—	—	—	—
2	2819,14505	2742,41781	-	—	—	—	—
3	2886,21882	2819,14505	2742,41781	76,72724	2889,256836	-3,038086	—
4	2944,17784	2886,21882	2819,14505	67,07377	2946,155273	-1,977539	-3,038086
5	2993,56086	2944,17784	2886,21882	57,95902	2994,698975	-1,138184	-1,977539
6	3034,90660	2993,56086	2944,17784	49,38302	3035,407227	-0,500732	-1,138184
7	3068,75380	3034,90660	2993,56086	41,34574	3068,800049	-0,046143	-0,500732
8	3095,64119	3068,75380	3034,90660	33,8472	3095,396240	0,244873	-0,046143
9	3116,10751	3095,64119	3068,75380	26,88739	3115,715576	0,391846	0,244873
10	3130,69150	3116,10751	3095,64119	20,46632	3130,277344	0,414063	0,391846
11	3139,93187	3130,69150	3116,10751	14,58399	3139,601318	0,330566	0,414063
12	3144,36738	3139,93187	3130,69150	9,24037	3144,206787	0,160645	0,330566
13	3144,53674	3144,36738	3139,93187	4,43551	3144,613281	-0,076660	0,160645
14	3140,97870	3144,53674	3144,36738	0,16936	3141,339844	-0,361084	-0,076660
15	3134,23199	3140,97870	3144,53674	-3,55804	3134,906738	-0,674805	-0,361084
16	3124,83535	3134,23199	3140,97870	-6,74671	3125,832764	-0,997314	-0,674805
17	3113,32749	3124,83535	3134,23199	-9,39664	3114,637695	-1,310303	-0,997314
18	3100,24717	3113,32749	3124,83535	-11,50786	3101,840576	-1,593506	-1,310303
19	3086,13311	3100,24717	3113,32749	-13,08032	3087,961670	-1,828613	-1,593506
20	3071,52405	3086,13311	3100,24717	-14,11406	3073,519775	-1,995605	-1,828613
21	3056,95872	3071,52405	3086,13311	-14,60906	3059,034424	-2,075684	-1,995605
22	3042,97586	3056,95872	3071,52405	-14,56533	3045,025391	-2,049561	-2,075684
23	3030,11419	3042,97586	3056,95872	-13,98286	3032,011719	-1,897461	-2,049561
24	3018,91245	3030,11419	3042,97586	-12,86167	3020,513428	-1,601074	-1,897461
25	3009,90938	3018,91245	3030,11419	-11,20174	3011,049316	-1,139893	-1,601074
26	3003,64370	3009,90938	3018,91245	-9,00307	3004,139404	-0,495605	-1,139893
27	3000,65416	3003,64370	3009,90938	-6,26568	3000,302979	0,351074	-0,495605
28	3001,47949	3000,65416	3003,64370	-2,98954	3000,059326	1,420166	0,351074
29	3006,65841	3001,47949	3000,65416	0,82533	3003,928223	2,730225	1,420166
30	3016,72967	3006,65841	3001,47949	5,17892	3012,428711	4,301025	2,730225
31	3032,23200	3016,72967	3006,65841	10,07126	3026,080566	6,151367	4,301025
32	3053,70412	3032,23200	3016,72967	15,50233	3045,403320	8,300781	6,151367

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.2.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1)						
R= ,99926008 R?= ,99852070 Adjusted R?= ,99841112 F(2,27)=9112,5 p<0,0000 Std.Error of estimate: 2,5779						
N=30	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(27)	p-value
Intercept			109,1435	23,73108	4,5992	0,000089
NewVar2	1,163340	0,009330	0,9642	0,00773	124,6816	0,000000
NewVar4	0,325120	0,009330	0,8055	0,02312	34,8449	0,000000

$$X_1(t) = 109,1435 + 0,9642X(t-1) + 0,8055\Delta X(t-1) + u(t)$$

t-критерий: 4,599 124,682 34,845

R=0,999; F(2,27)=9115; DW=0.1004

Рисунок Г.7 – Протокол оценки параметров модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.8.

Таблица Г.9–Уточненная по методу Дарбина разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Квар- тал	Полином 3-го порядка, $X(t)$	$X(t-1)$	$\Delta X(t-1)$	$u(t-1)$	Составля- ющая циклов крат косрочной периодич- ности $\rho_1 \cdot v_1(t-1)$	Циклическая составляющая среднесроч- ной перио- дичности $\hat{X}_1(t)$	Остатки, $\xi(t)$
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>
1	2742,41781	–	–	–	–	–	–
2	2819,14505	2742,41781	–	–	–	–	–
3	2886,21882	2819,14505	76,72724	–	–	–	–
4	2944,17784	2886,21882	67,07377	-3,038086	-3,77147	2940,40637	0,000000
5	2993,56086	2944,17784	57,95902	-1,977539	-2,45491	2996,01577	0,000000
6	3034,90660	2993,56086	49,38302	-1,138184	-1,41294	3036,31954	0,000000
7	3068,75380	3034,90660	41,34574	-0,500732	-0,62160	3069,3754	0,000000
8	3095,64119	3068,75380	33,8472	-0,046143	-0,05728	3095,69847	-0,000244
9	3116,10751	3095,64119	26,88739	0,244873	0,30398	3115,80353	0,000000
10	3130,69150	3116,10751	20,46632	0,391846	0,48643	3130,20507	0,000000
11	3139,93187	3130,69150	14,58399	0,414063	0,51401	3139,41786	0,000000
12	3144,36738	3139,93187	9,24037	0,330566	0,41036	3143,95702	0,000000
13	3144,53674	3144,36738	4,43551	0,160645	0,19942	3144,33732	-0,000244
14	3140,97870	3144,53674	0,16936	-0,076660	-0,09516	3141,07386	0,000244
15	3134,23199	3140,97870	-3,55804	-0,361084	-0,44824	3134,68023	-0,000244
16	3124,83535	3134,23199	-6,74671	-0,674805	-0,83770	3125,67305	0,000244
17	3113,32749	3124,83535	-9,39664	-0,997314	-1,23806	3114,56555	-0,000244
18	3100,24717	3113,32749	-11,5078	-1,310303	-1,62661	3101,87378	0,000244
19	3086,13311	3100,24717	-13,0803	-1,593506	-1,97817	3088,11128	-0,000244
20	3071,52405	3086,13311	-14,1140	-1,828613	-2,27004	3073,79409	0,000244
21	3056,95872	3071,52405	-14,6090	-1,995605	-2,47734	3059,43606	0,000000
22	3042,97586	3056,95872	-14,5653	-2,075684	-2,57675	3045,55261	0,000000
23	3030,11419	3042,97586	-13,9828	-2,049561	-2,54432	3032,65851	0,000244
24	3018,91245	3030,11419	-12,8616	-1,897461	-2,35550	3021,26795	-0,000244
25	3009,90938	3018,91245	-11,2017	-1,601074	-1,98757	3011,89695	0,000244
26	3003,64370	3009,90938	-9,00307	-1,139893	-1,41506	3005,05876	0,000000
27	3000,65416	3003,64370	-6,26568	-0,495605	-0,61524	3001,2694	-0,000244
28	3001,47949	3000,65416	-2,98954	0,351074	0,43582	3001,04367	0,000244
29	3006,65841	3001,47949	0,82533	1,420166	1,76299	3004,89542	0,000000
30	3016,72967	3006,65841	5,17892	2,730225	3,38930	3013,34037	0,000244
31	3032,23200	3016,72967	10,07126	4,301025	5,33929	3026,89271	-0,000244
32	3053,70412	3032,23200	15,50233	6,151367	7,63630	3046,06782	0,000000

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.8.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1)						
R=1,00000000 R²=1,00000000 Adjusted R²=1,00000000 F(3,25)=135E10 p<0,0000 Std.Error of estimate: ,00015						
N=29	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(25)	p-value
Intercept			136,0313	0,001496	90958	0,00
NewVar2	1,104869	0,000001	0,9556	0,000000	1961265	0,00
NewVar4	0,327667	0,000001	0,8030	0,000001	582007	0,00
NewVar4	0,042863	0,000000	1,2414	0,000014	85864	0,00

$$X_1(t) = 136,0313 + 0,9556X_1(t-1) + 0,8030\Delta X(t-1) + 1,2414u(t-1) + \xi(t)$$

t-критерий: 90958 1961265 582007 85864

R=1,000; F(3,25)=135E10; DW=3,375

$$k = \frac{4 \cdot c}{(b+c)^2} = \frac{4 \cdot 0.803}{(0.9556 + 0.803)^2} = \frac{3.212}{3.093} = 1.039;$$

при $k=1.039$ $\ell \approx 30$ кварталов или 7,5 лет

Рисунок Г.8–Уточненная по методу Дарбина оценка параметров модели авторегрессии по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство» Республики Беларусь за 2009–016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.9.

Таблица Г.10 – Разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-й степени тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Горнодобывающая промышленность» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Квар- тал	Полином 3- го порядка, $X(t)$	$X(t-1)$	$X(t-2)$	$\Delta X(t-1)$	$\hat{X}(t)$	$u(t)$	$u(t-1)$
1	357,94563	–	–	–	–	–	–
2	380,21215	357,94563	–	–	–	–	–
3	398,93335	380,21215	357,94563	22,26652	399,541656	-0,608307	–
4	414,30189	398,93335	380,21215	18,7212	414,664307	-0,362427	-0,608307
5	426,51042	414,30189	398,93335	15,36854	426,672607	-0,162201	-0,362427
6	435,75158	426,51042	414,30189	12,20853	435,755707	-0,004120	-0,162201
7	442,21802	435,75158	426,51042	9,24116	442,102661	0,115356	-0,004120
8	446,10240	442,21802	435,75158	6,46644	445,902649	0,199738	0,115356
9	447,59736	446,10240	442,21802	3,88438	447,344788	0,252563	0,199738
10	446,89554	447,59736	446,10240	1,49496	446,618164	0,277374	0,252563
11	444,18961	446,89554	447,59736	-0,70182	443,911896	0,277710	0,277374
12	439,67221	444,18961	446,89554	-2,70593	439,415161	0,257050	0,277710
13	433,53598	439,67221	444,18961	-4,5174	433,317047	0,218933	0,257050
14	425,97358	433,53598	439,67221	-6,13623	425,806641	0,166931	0,218933
15	417,17766	425,97358	433,53598	-7,5624	417,073120	0,104553	0,166931
16	407,34086	417,17766	425,97358	-8,79592	407,305573	0,035278	0,104553
17	396,65583	407,34086	417,17766	-9,8368	396,693115	-0,037292	0,035278
18	385,31523	396,65583	407,34086	-10,68503	385,424866	-0,109650	-0,037292
19	373,51170	385,31523	396,65583	-11,3406	373,690002	-0,178314	-0,109650
20	361,43789	373,51170	385,31523	-11,80353	361,677551	-0,239655	-0,178314
21	349,28645	361,43789	373,51170	-12,07381	349,576691	-0,290253	-0,239655
22	337,25003	349,28645	361,43789	-12,15144	337,576538	-0,326508	-0,290253
23	325,52128	337,25003	349,28645	-12,03642	325,866211	-0,344940	-0,326508
24	314,29285	325,52128	337,25003	-11,72875	314,634827	-0,341980	-0,344940
25	303,75738	314,29285	325,52128	-11,22843	304,071503	-0,314117	-0,341980
26	294,10753	303,75738	314,29285	-10,53547	294,365356	-0,257813	-0,314117
27	285,53595	294,10753	303,75738	-9,64985	285,705505	-0,169556	-0,257813
28	278,23527	285,53595	294,10753	-8,57158	278,281128	-0,045868	-0,169556
29	272,39817	278,23527	285,53595	-7,30068	272,281219	0,116943	-0,045868
30	268,21727	272,39817	278,23527	-5,8371	267,895050	0,322235	0,116943
31	265,88524	268,21727	272,39817	-4,1809	265,311584	0,573669	0,322235
32	265,59471	265,88524	268,21727	-2,33203	264,720093	0,874603	0,573669

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.3.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1) R= ,99998883 R?= ,99997766 Adjusted R?= ,99997600 F(2,27)=6043E2 p<0,0000 Std.Error of estimate: ,32715						
N=30	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(27)	p-value
Intercept			5,846483	0,400696	14,5908	0,000000
NewVar2	0,937988	0,000991	0,981683	0,001037	946,8543	0,000000
NewVar4	0,136612	0,000991	0,918296	0,006659	137,9032	0,000000

Рисунок Г.9 – Оценка параметров модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Горнодобывающая промышленность» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.10.

Таблица Г.11 – Разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Обрабатывающая промышленность» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Квар- тал	Полином 3-го порядка, $X(t)$	$X(t-1)$	$X(t-2)$	$\Delta X(t-1)$	$\hat{X}(t)$	$u(t)$	$u(t-1)$
1	7459,03563	—	—	—	—	—	—
2	7897,47996	7459,03563	—	—	—	—	—
3	8293,25361	7897,47996	7459,03563	438,44433	8296,310547	-3,056641	—
4	8648,15004	8293,25361	7897,47996	395,77365	8649,832031	-1,681641	-3,056641
5	8963,96273	8648,15004	8293,25361	354,89643	8964,536133	-0,573242	-1,681641
6	9242,48516	8963,96273	8648,15004	315,81269	9242,196289	0,289063	-0,573242
7	9485,51079	9242,48516	8963,96273	278,52243	9484,583984	0,926758	0,289063
8	9694,83310	9485,51079	9242,48516	243,02563	9693,472656	1,360352	0,926758
9	9872,24557	9694,83310	9485,51079	209,32231	9870,632813	1,612305	1,360352
10	10019,54166	9872,24557	9694,83310	177,41247	10017,838867	1,703125	1,612305
11	10138,51486	10019,54166	9872,24557	147,29609	10136,862305	1,652344	1,703125
12	10230,95864	10138,51486	10019,54166	118,9732	10229,475586	1,483398	1,652344
13	10298,66647	10230,95864	10138,51486	92,44378	10297,452148	1,213867	1,483398
14	10343,43183	10298,66647	10230,95864	67,70783	10342,562500	0,869141	1,213867
15	10367,04818	10343,43183	10298,66647	44,76536	10366,581055	0,466797	0,869141
16	10371,30901	10367,04818	10343,43183	23,61635	10371,279297	0,029297	0,466797
17	10358,00779	10371,30901	10367,04818	4,26083	10358,428711	-0,420898	0,029297
18	10328,93798	10358,00779	10371,30901	-13,30122	10329,803711	-0,866211	-0,420898
19	10285,89308	10328,93798	10358,00779	-29,06981	10287,175781	-1,282227	-0,866211
20	10230,66654	10285,89308	10328,93798	-43,0449	10232,317383	-1,650391	-1,282227
21	10165,05185	10230,66654	10285,89308	-55,22654	10167,001953	-1,950195	-1,650391
22	10090,84247	10165,05185	10230,66654	-65,61469	10093,000000	-2,157227	-1,950195
23	10009,83189	10090,84247	10165,05185	-74,20938	10012,084961	-2,252930	-2,157227
24	9923,81358	10009,83189	10090,84247	-81,01058	9926,029297	-2,215820	-2,252930
25	9834,58100	9923,81358	10009,83189	-86,01831	9836,605469	-2,024414	-2,215820
26	9743,92764	9834,58100	9923,81358	-89,23258	9745,585938	-1,658203	-2,024414
27	9653,64696	9743,92764	9834,58100	-90,65336	9654,743164	-1,096680	-1,658203
28	9565,53245	9653,64696	9743,92764	-90,28068	9565,849609	-0,317383	-1,096680
29	9481,37758	9565,53245	9653,64696	-88,11451	9480,677734	0,700195	-0,317383
30	9402,97581	9481,37758	9565,53245	-84,15487	9401,000000	1,975586	0,700195
31	9332,12063	9402,97581	9481,37758	-78,40177	9328,587891	3,533203	1,975586
32	9270,60551	9332,12063	9402,97581	-70,85518	9265,215820	5,389648	3,533203

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.4.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1)						
R= ,99999368 R²= ,99998736 Adjusted R²= ,99998643						
F(2,27)=1068E3 p<0,0000 Std.Error of estimate: 1,9813						
N=30	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(27)	p-value
Intercept			104,9696	7,817710	13,427	0,000000
NewVar2	1,163818	0,000928	0,9883	0,000788	1253,467	0,000000
NewVar4	0,272417	0,000928	0,8814	0,003004	293,401	0,000000

Рисунок Г.10 – Оценка параметров модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Обрабатывающая промышленность» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.11.

Таблица Г.12 – Разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Строительство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Квар- тал	Полином 3-го порядка, $X(t)$	$X(t-1)$	$X(t-2)$	$\Delta X(t-1)$	$\hat{X}(t)$	$u(t)$	$u(t-1)$
1	3108,59130	–	–	–	–	–	–
2	3197,04688	3108,59130	–	–	–	–	–
3	3278,07173	3197,04688	3108,59130	88,45558	3278,072266	-0,000488	–
4	3351,71337	3278,07173	3197,04688	81,02485	3351,713623	-0,000244	-0,000488
5	3418,01932	3351,71337	3278,07173	73,64164	3418,019531	-0,000244	-0,000244
6	3477,03711	3418,01932	3351,71337	66,30595	3477,037109	0,000000	-0,000244
7	3528,81424	3477,03711	3418,01932	59,01779	3528,814209	0,000000	0,000000
8	3573,39825	3528,81424	3477,03711	51,77713	3573,398193	0,000000	0,000000
9	3610,83666	3573,39825	3528,81424	44,58401	3610,836426	0,000244	0,000000
10	3641,17697	3610,83666	3573,39825	37,43841	3641,176758	0,000244	0,000244
11	3664,46672	3641,17697	3610,83666	30,34031	3664,466553	0,000244	0,000244
12	3680,75342	3664,46672	3641,17697	23,28975	3680,753174	0,000244	0,000244
13	3690,08460	3680,75342	3664,46672	16,2867	3690,084473	0,000244	0,000244
14	3692,50778	3690,08460	3680,75342	9,33118	3692,507568	0,000244	0,000244
15	3688,07046	3692,50778	3690,08460	2,42318	3688,070313	0,000244	0,000244
16	3676,82019	3688,07046	3692,50778	-4,43732	3676,820068	0,000000	0,000244
17	3658,80447	3676,82019	3688,07046	-11,25027	3658,804443	0,000000	0,000000
18	3634,07082	3658,80447	3676,82019	-18,01572	3634,070801	0,000000	0,000000
19	3602,66677	3634,07082	3658,80447	-24,73365	3602,666748	0,000000	0,000000
20	3564,63984	3602,66677	3634,07082	-31,40405	3564,639893	0,000000	0,000000
21	3520,03754	3564,63984	3602,66677	-38,02693	3520,037598	0,000000	0,000000
22	3468,90741	3520,03754	3564,63984	-44,6023	3468,907715	-0,000244	0,000000
23	3411,29695	3468,90741	3520,03754	-51,13013	3411,297119	-0,000244	-0,000244
24	3347,25368	3411,29695	3468,90741	-57,61046	3347,253906	-0,000244	-0,000244
25	3276,82514	3347,25368	3411,29695	-64,04327	3276,825439	-0,000244	-0,000244
26	3200,05884	3276,82514	3347,25368	-70,42854	3200,059082	-0,000244	-0,000244
27	3117,00229	3200,05884	3276,82514	-76,7663	3117,002441	-0,000244	-0,000244
28	3027,70302	3117,00229	3200,05884	-83,05655	3027,703125	0,000000	-0,000244
29	2932,20856	3027,70302	3117,00229	-89,29927	2932,208496	0,000000	0,000000
30	2830,56641	2932,20856	3027,70302	-95,49446	2830,566406	0,000000	0,000000
31	2722,82410	2830,56641	2932,20856	-101,64215	2722,823730	0,000488	0,000000
32	2609,02916	2722,82410	2830,56641	-107,74231	2609,028809	0,000244	0,000488

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.6.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1) R=1,00000000 R²=1,00000000 Adjusted R²=1,00000000 F(2,27)=324E11 p<0,0000 Std.Error of estimate: ,00021						
N=30	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(27)	p-value
Intercept			-6,66429	0,000568	-11739	0,00
NewVar2	0,886428	0,000000	0,99995	0,000000	6085396	0,00
NewVar4	0,191673	0,000000	0,99310	0,000001	1315848	0,00

Рисунок Г. 11 – Оценка параметров модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-й степени тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Строительство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.12.

Таблица Г.13 – Уточненная по методу Дарбина разработка модели авторегрессии по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Горнодобывающая промышленность» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Квар- тал	Полином 3-го порядка, $X(t)$	$X(t-1)$	$\Delta X(t-1)$	Составля- ющая циклов краткосроч- ной пери- одичности, $\rho_2 \cdot u_2(t-1)$	Циклическая составляющая среднесрочной периодичности $\tilde{X}_2(t)$	Остатки, $X\xi(t)$
А	1	2	3	4	5	6
1	357,94563	–	–	–	–	–
2	380,21215	357,94563	–	–	–	–
3	398,93335	380,21215	22,26652	–	–	–
4	414,30189	398,93335	18,7212	-0,66242	414,96431	-0,00003
5	426,51042	414,30189	15,36854	-0,39466	426,90508	0,00000
6	435,75158	426,51042	12,20853	-0,17663	435,92821	0,00000
7	442,21802	435,75158	9,24116	-0,00448	442,2225	0,00000
8	446,10240	442,21802	6,46644	0,12561	445,97679	0,00000
9	447,59736	446,10240	3,88438	0,21750	447,37986	0,00000
10	446,89554	447,59736	1,49496	0,27503	446,62051	0,00000
11	444,18961	446,89554	-0,70182	0,30204	443,88757	0,00003
12	439,67221	444,18961	-2,70593	0,30241	439,3698	0,00000
13	433,53598	439,67221	-4,5174	0,27991	433,25607	-0,00003
14	425,97358	433,53598	-6,13623	0,23840	425,73518	0,00000
15	417,17766	425,97358	-7,5624	0,18178	416,99588	0,00000
16	407,34086	417,17766	-8,79592	0,11385	407,22701	-0,00003
17	396,65583	407,34086	-9,8368	0,03841	396,61742	0,00000
18	385,31523	396,65583	-10,68503	-0,04060	385,35583	-0,00003
19	373,51170	385,31523	-11,3406	-0,11940	373,6311	0,00000
20	361,43789	373,51170	-11,80353	-0,19417	361,63206	0,00000
21	349,28645	361,43789	-12,07381	-0,26097	349,54742	0,00000
22	337,25003	349,28645	-12,15144	-0,31607	337,5661	0,00000
23	325,52128	337,25003	-12,03642	-0,35555	325,87683	0,00000
24	314,29285	325,52128	-11,72875	-0,37562	314,66847	0,00000
25	303,75738	314,29285	-11,22843	-0,37240	304,12978	0,00003
26	294,10753	303,75738	-10,53547	-0,34206	294,44959	0,00000
27	285,53595	294,10753	-9,64985	-0,28074	285,81669	-0,00003
28	278,23527	285,53595	-8,57158	-0,18463	278,4199	0,00000
29	272,39817	278,23527	-7,30068	-0,04994	272,44811	0,00000
30	268,21727	272,39817	-5,8371	0,12734	268,08993	-0,00003
31	265,88524	268,21727	-4,1809	0,35090	265,53434	0,00000
32	265,59471	265,88524	-2,33203	0,62470	264,97001	-0,00003

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.10.

Таблица Г.14 – Уточненная по методу Дарбина разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-й степени тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Обрабатывающая промышленность» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

	Полином 3-го порядка, $X(t)$	$X(t-1)$	$\Delta X(t-1)$	Составляющая циклов краткосрочной периодичности $\rho_3 v_3(t-1)$	Циклическая составляющая среднесрочной периодичности, $\hat{X}_3(t)$	Остатки, $\xi(t)$
<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>
1	7459,03563	—	—	—	—	—
2	7897,47996	7459,03563	—	—	—	—
3	8293,25361	7897,47996	438,44433	—	—	—
4	8648,15004	8293,25361	395,77365	-3,46775	8651,61779	0,00097
5	8963,96273	8648,15004	354,89643	-1,90782	8965,87055	0,00000
6	9242,48516	8963,96273	315,81269	-0,65034	9243,1355	0,00000
7	9485,51079	9242,48516	278,52243	0,32794	9485,18285	0,00000
8	9694,83310	9485,51079	243,02563	1,05140	9693,7817	0,00000
9	9872,24557	9694,83310	209,32231	1,54331	9870,70226	0,00000
10	10019,54166	9872,24557	177,41247	1,82916	10017,7125	0,00097
11	10138,51486	10019,54166	147,29609	1,93219	10136,58267	-0,00097
12	10230,95864	10138,51486	118,9732	1,87458	10229,08406	0,00000
13	10298,66647	10230,95864	92,44378	1,68291	10296,98356	-0,00097
14	10343,43183	10298,66647	67,70783	1,37713	10342,0547	0,00097
15	10367,04818	10343,43183	44,76536	0,98604	10366,06214	0,00000
16	10371,30901	10367,04818	23,61635	0,52958	10370,77943	0,00000
17	10358,00779	10371,30901	4,26083	0,03323	10357,97456	0,00097
18	10328,93798	10358,00779	-13,30122	-0,47750	10329,41548	-0,00097
19	10285,89308	10328,93798	-29,06981	-0,98271	10286,87579	0,00097
20	10230,66654	10285,89308	-43,0449	-1,45468	10232,12122	-0,00097
21	10165,05185	10230,66654	-55,22654	-1,87236	10166,92421	-0,00097
22	10090,84247	10165,05185	-65,61469	-2,21249	10093,05496	0,00097
23	10009,83189	10090,84247	-74,20938	-2,44737	10012,27926	0,00000
24	9923,81358	10009,83189	-81,01058	-2,55594	9926,36952	0,00000
25	9834,58100	9923,81358	-86,01831	-2,51384	9837,09484	0,00000
26	9743,92764	9834,58100	-89,23258	-2,29669	9746,22433	0,00000
27	9653,64696	9743,92764	-90,65336	-1,88123	9655,52819	-0,00097
28	9565,53245	9653,64696	-90,28068	-1,24418	9566,77663	0,00000
29	9481,37758	9565,53245	-88,11451	-0,36007	9481,73765	0,00097
30	9402,97581	9481,37758	-84,15487	0,79437	9402,18144	0,00000
31	9332,12063	9402,97581	-78,40177	2,24130	9329,87933	0,00097
32	9270,60551	9332,12063	-70,85518	4,00841	9266,59710	-0,00097

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.11.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1)						
R=1,00000000 R²=1,00000000 Adjusted R²=1,00000000 F(3,25)=654E10 p<0,0000 Std.Error of estimate: ,00056						
N=29	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(25)	p-value
Intercept			120,8817	0,002452	49308	0,00
NewVar2	1,140032	0,000000	0,9867	0,000000	3997345	0,00
NewVar4	0,288527	0,000000	0,8788	0,000001	1014008	0,00
NewVar4	0,004011	0,000000	1,1345	0,000066	17241	0,00

$$X_3(t) = 120,882 + 0,987X_3(t-1) + 0,879\Delta X_3(t-1) + 1,135u(t-1)$$

t-критерий: 49308 3997345 1014008 17241

 R=1,000 F(3,25)=654E10

Примечание — $k = \frac{4 \cdot c}{(b+c)^2} = \frac{4 \times 0.879}{(0.987 + 0.879)} = \frac{3,516}{3,482} = 1.010;$

при $k=1.010$ $\ell = 60$ кварталов, что соответствует 15 годам.

Рисунок Г.13 – Уточненная по методу Дарбина оценка параметров модели авторегрессии по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Обрабатывающая промышленность» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.14.

Таблица Г.15 – Уточненная по методу Дарбина разработка модели авторегрессии 2-го порядка по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Строительство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Квар- тал	Полином 3-го порядка, $X(t)$	$X(t-1)$	$\Delta X(t-1)$	Составляющая циклов краткосрочной периодичности $\rho_5 v_5(t-1)$	Циклическая составляющая среднесрочной периодичности, $\hat{X}_5(t)$	Остатки, $\xi(t)$
<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>
2	3197,04688	3108,59130	—	—	—	—
3	3278,07173	3197,04688	88,45558	—	—	—
4	3351,71337	3278,07173	81,02485	-0,00038	3351,71375	0,000000
5	3418,01932	3351,71337	73,64164	-0,00019	3418,01951	-0,000244
6	3477,03711	3418,01932	66,30595	-0,00019	3477,0373	0,000000
7	3528,81424	3477,03711	59,01779	0,00000	3528,81424	0,000000
8	3573,39825	3528,81424	51,77713	0,00000	3573,39825	0,000000
9	3610,83666	3573,39825	44,58401	0,00000	3610,83666	0,000244
10	3641,17697	3610,83666	37,43841	0,00019	3641,17678	0,000000
11	3664,46672	3641,17697	30,34031	0,00019	3664,46653	0,000000
12	3680,75342	3664,46672	23,28975	0,00019	3680,75323	0,000000
13	3690,08460	3680,75342	16,2867	0,00019	3690,08441	0,000244
14	3692,50778	3690,08460	9,33118	0,00019	3692,50759	0,000000
15	3688,07046	3692,50778	2,42318	0,00019	3688,07027	0,000000
16	3676,82019	3688,07046	-4,43732	0,00019	3676,82000	-0,000244
17	3658,80447	3676,82019	-11,25027	0,00000	3658,80447	0,000000
18	3634,07082	3658,80447	-18,01572	0,00000	3634,07082	0,000000
19	3602,66677	3634,07082	-24,73365	0,00000	3602,66677	0,000000
20	3564,63984	3602,66677	-31,40405	0,00000	3564,63984	0,000000
21	3520,03754	3564,63984	-38,02693	0,00000	3520,03754	0,000000
22	3468,90741	3520,03754	-44,6023	0,00000	3468,90741	0,000000
23	3411,29695	3468,90741	-51,13013	-0,00019	3411,29714	0,000000
24	3347,25368	3411,29695	-57,61046	-0,00019	3347,25387	0,000000
25	3276,82514	3347,25368	-64,04327	-0,00019	3276,82533	0,000000
26	3200,05884	3276,82514	-70,42854	-0,00019	3200,05903	0,000000
27	3117,00229	3200,05884	-76,7663	-0,00019	3117,00248	0,000000
28	3027,70302	3117,00229	-83,05655	-0,00019	3027,70321	0,000244
29	2932,20856	3027,70302	-89,29927	0,00000	2932,20856	0,000000
30	2830,56641	2932,20856	-95,49446	0,00000	2830,56641	0,000000
31	2722,82410	2830,56641	-101,64215	0,00000	2722,8241	0,000244
32	2609,02916	2722,82410	-107,74231	0,00038	2609,02878	-0,000244

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.12.

Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1)						
R=1,00000000 R²=1,00000000 Adjusted R²=1,00000000 F(3,25)=172E12 p<0,0000 Std.Error of estimate: ,00007						
N=29	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(25)	p-value
Intercept			-6,66296	0,000228	-29201	0,000000
NewVar2	0,878546	0,000000	0,99995	0,000000	15253041	0,000000
NewVar4	0,181997	0,000000	0,99310	0,000000	3224145	0,000000
NewVar4	0,000001	0,000000	0,78266	0,064728	12	0,000000

$$X_5(t) = -6,663 + 1,000 \cdot X_5(t-1) + 0,993 \Delta X_5(t-1) + 0,783 u(t-1)$$

t-критерий: -29201 15253041 3224145 12,000
R=1,000 F(3,25)=172E12 DW=2,143

Рисунок Г.14 – Уточненная по методу Дарбина оценка параметров модели авторегрессии по исходным данным полиномиального тренда 3-го порядка тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Строительство» Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.15.

Примечание – Тест DW=2,143

$$X_5(t) = 3040.913 + 371.947t - 53.363t^2;$$

$$X_5(t=1) = 3040.913 + 371.947 \cdot 1 - 53.363 \cdot 1 = 3359.497;$$

$$(3040.913 - 3359.497) + 371.947 \cdot t - 53.363 \cdot t^2 = 0;$$

$$-318.584 + 371.947 \cdot t - 53.363 \cdot t^2 = 0$$

$$t_{1,2} = \frac{-371.947 \pm \sqrt{371.947^2 - 4 \times 53.363 \times 318.584}}{-2 \times 53.363} = \frac{-371.947 \pm \sqrt{138344.57 - 68002.391}}{-106.726} =$$

$$= \frac{-371.947 \pm \sqrt{70342.18}}{-106.726} = \frac{-371.947 \pm 265.221}{-106.726};$$

$$t_1 = \frac{-371.947 + 265.221}{-106.726} = \frac{-106.726}{-106.726} = 1;$$

$$t_2 = \frac{-371.947 - 265.221}{-106.726} = \frac{-637.168}{-106.726} = 7 \text{ лет.}$$

Приложение Д

Таблица Д.1–Квартальные показатели тренд-циклических составляющих ВВП и ВДС основных видов экономической деятельности Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

№/п	Тренд-циклическая компонента ВВП, $Y(t)$	Тренд-циклические составляющие видов деятельности				$u(t-2)$	Оцененные значения, $\hat{Y}(t)$	Остатки, $\xi(t)$
		Сельское хозяйство, $X_1(t)$	Горнодобывающая промышленность, $X_2(t)$	Обрабатывающая промышленность, $X_3(t)$	Строительство, $X_5(t)$			
<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>
1	33897,46	2951,252	375,0981	7980,21	3161,474	-	-	-
2	34147,13	2922,723	382,9113	8077,54	3159,056	-	-	-
3	34646,48	2865,665	398,5377	8272,20	3154,221	-327,886719	34820,148438	-173,667969
4	35060,98	2850,437	409,3455	8429,70	3195,445	-269,085938	35174,250000	-113,269531
5	35729,77	2901,006	414,1587	8605,31	3315,197	40,945313	35842,414063	-112,644531
6	36510,34	2932,826	424,8248	8913,50	3504,903	-142,351563	36411,867188	98,472656
7	37543,80	2939,876	433,3635	9240,05	3676,402	93,476563	37558,476563	-14,675781
8	38385,72	2910,781	442,2437	9504,36	3833,579	-17,289063	38293,191406	92,527344
9	38917,85	2991,561	439,7551	9648,64	3906,773	419,167969	38989,167969	-71,316406
10	39168,36	3075,848	444,4199	9867,13	3924,574	233,652344	39006,664063	161,695313
11	39201,54	3158,753	442,2769	10115,09	3759,617	181,960938	39120,882813	80,656250
12	39401,42	3130,548	444,3020	10400,62	3585,205	-190,968750	39305,550781	95,871094
13	39716,53	3204,072	434,8610	10545,16	3445,804	294,289063	39915,179688	-198,648438
14	39921,41	3281,948	439,1275	10681,27	3457,435	157,550781	39784,453125	136,957031
15	39787,58	3372,898	436,0919	10683,08	3480,539	248,144531	39655,769531	131,808594
16	39729,67	3280,126	430,3474	10708,45	3493,123	-477,968750	39476,628906	253,042969
17	40007,92	3220,139	406,1647	10581,13	3470,283	-6,882813	40327,820313	-319,898438
18	40256,76	3180,248	386,7302	10422,27	3503,505	-152,191406	40384,226563	-127,464844
19	40380,23	3251,698	371,7131	10302,63	3555,148	173,085938	40545,636719	-165,406250
20	40422,54	3252,026	361,1883	10302,89	3625,855	-352,785156	40358,988281	63,550781
21	40975,93	2951,252	347,1717	10306,03	3586,745	-1054,23828	40998,273438	-22,343750
22	41673,10	2922,723	323,5859	10047,93	3597,252	411,417969	42418,890625	-745,789063
23	42283,60	2865,665	307,7362	9783,35	3623,309	117,812500	42016,152344	267,449219
24	42216,16	2850,437	295,9338	9579,35	3683,743	62,941406	41824,773438	391,386719
25	41495,44	2901,006	299,9705	9637,45	3548,250	-77,296875	41366,406250	129,035156
26	40837,44	2932,826	289,1900	9576,17	3252,909	67,867188	41034,203125	-196,761719
27	40563,79	2939,876	284,6850	9523,98	2975,333	165,328125	40654,066406	-90,277344
28	40572,68	2910,781	278,5346	9383,99	2791,653	313,437500	40396,570313	176,109375
29	40108,86	2991,561	290,9212	9371,57	2729,025	379,562500	39770,796875	338,062500
30	39725,12	3075,848	285,5886	9408,52	2702,908	157,515625	39424,898438	300,222656
31	39650,82	3158,753	265,3506	9523,57	2741,397	-82,894531	39702,015625	-51,195313
32	39613,67	3130,548	255,2316	9581,10	2760,642	-366,300781	39927,156250	-313,484375

Источник: собственная разработка по данным таблицы Г.1.

Regression Summary for Dependent Variable: Var1 (Spreadsheet4) R=1,00000000 R²=1,00000000 Adjusted R²=1,00000000 F(5,24)=919E10 p<0,0000 Std.Error of estimate: ,00151						
N=30	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(24)	p-value
Intercept			27542,25	0,007364	3740283	0,00
Var2	-0,295414	0,000000	-3,59	0,000004	-891252	0,00
Var3	-0,791081	0,000000	-22,27	0,000007	-2995598	0,00
Var4	0,931873	0,000000	2,67	0,000001	2828397	0,00
Var5	0,281687	0,000000	1,49	0,000002	978914	0,00
Var6	0,204954	0,000000	1,00	0,000001	1389265	0,00

Рисунок Д.1– Протокол оценки параметров взаимодействия тренд-циклических составляющих квартальных показателей ВВП=Y(t) и ВДС основных видов экономической деятельности: сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство – $Z_1(t)$; горнодобывающая промышленность – $Z_2(t)$; обрабатывающая промышленность – $Z_3(t)$; строительство – $Z_5(t)$ с включением остаточного члена $u(t-2)$ Республики Беларусь за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Д.1.

Примечание. – Объясняющая переменная $Z_4(t)$ –тренд-циклическая составляющая квартальных показателей ВДС по виду деятельности «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды»статистически не значима и вследствие этого опущена, но добавлена $u(t-2)$ как компонент автокорреляционной функции.

$$Y(t) = 27542,25 - 3,59Z_1(t) - 22,27Z_2(t) + 2,67Z_3(t) + 1,49Z_5(t) + 1,00u(t-2) + \xi(t) \quad (3.4.1)$$

t-критерий: 21,993 -5,241 -17,614 16,631 5,756 6,537

R=0,992 F(5,24)=312,93 DW=1,786

где $Z_i(t)$ – тренд-циклические составляющие видов экономической деятельности:

сельское хозяйство, охота, лесное и рыбное хозяйство– $Z_1(t)$;

горнодобывающая промышленность– $Z_2(t)$;

обрабатывающая промышленность – $Z_3(t)$;

производство и распределение электроэнергии, газа и воды – $Z_4(t)$ (опущена по причине малой значимости параметра);

строительство – $Z_5(t)$.

Таблица Д.2–Разработка сводной оценки 1-го типа циклической составляющей краткосрочной периодичности объема ВВП Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2016 г., млрд. руб.

Квартал	α_1	$\mu_1(t)$	$\alpha_1 \cdot \mu_1(t)$	α_2	$\mu_2(t)$	$\alpha_2 \cdot \mu_2(t)$	α_3	$\mu_3(t)$	$\alpha_3 \cdot \mu_3(t)$	α_5	$\mu_5(t)$	$\alpha_5 \cdot \mu_5(t)$	Сводная оценка, χ_1
1	-3,59	87,75380	-315,036142	-22,27	17,15247	-381,985069	2,67	521,17437	1391,535568	1,49	52,88270	78,795223	773,3091421
2	-3,59	29,36739	-105,4289359	-22,27	2,69915	-60,1100705	2,67	180,06004	480,7603068	1,49	-37,99088	-56,606411	258,6148952
3	-3,59	-55,70619	199,9852221	-22,27	-0,39565	8,8111255	2,67	-21,05361	-56,2131387	1,49	-123,85073	-184,53759	-31,9543811
4	-3,59	-97,10793	348,6174687	-22,27	-4,95639	170,7788053	2,67	-21,845004	-583,2616068	1,49	-582,26837	-232,83987	-357,1052028
5	-3,59	-70,87083	254,4262797	-22,27	-1,235172	115,0728044	2,67	-3,5845273	-957,6027891	1,49	-109,82232	-153,20526	-581,308965
6	-3,59	-61,54089	220,9317951	-22,27	-10,92678	243,3393906	2,67	-3,28398516	-878,3903772	1,49	27,86589	41,5201761	-372,5990154
7	-3,59	-75,13912	269,7494408	-22,27	-8,8452	197,1901604	2,67	-2,4546079	-655,3803993	1,49	147,58776	219,905762	31,4650539
8	-3,59	-123,04051	441,7154369	-22,27	-3,85870	85,933249	2,67	-1,9047310	-508,563177	1,49	260,18075	387,669318	406,7548209
9	-3,59	-59,22506	212,6179654	-22,27	-7,84226	174,6471302	2,67	-223,60557	-597,026877	1,49	295,93634	440,945147	231,1833707
10	-3,59	9,39922	-35,6817998	-22,27	-2,47564	55,1325028	2,67	-1,5241166	-406,9391322	1,49	283,39703	422,261575	34,7731458
11	-3,59	79,56334	-285,6523906	-22,27	-1,91271	42,5960517	2,67	-23,42486	-62,5443762	1,49	95,15028	141,773917	-163,8067981
12	-3,59	39,91930	-143,310287	-22,27	4,62979	-103,1054233	2,67	169,66136	452,9958312	1,49	-95,54842	-142,36715	64,2129709
13	-3,59	103,84610	-372,807499	-22,27	1,32502	-29,5081954	2,67	246,49353	658,1377251	1,49	-244,28060	-363,97809	-108,1508593
14	-3,59	173,96673	-624,5405607	-22,27	13,15392	-292,9377984	2,67	337,83817	902,0279139	1,49	-235,07278	-350,25844	-365,7088852
15	-3,59	259,00320	-929,521488	-22,27	18,91424	-471,2201248	2,67	316,03182	843,9049594	1,49	-207,53146	-309,27188	-816,4585334
16	-3,59	162,15951	-582,1526409	-22,27	23,00654	-512,3556458	2,67	337,14099	900,1664433	1,49	-183,69719	-273,70881	-468,0506534
17	-3,59	99,94265	-338,7941135	-22,27	9,50887	-211,7625349	2,67	223,12221	595,763007	1,49	-188,52147	-280,89699	-255,7173377
18	-3,59	59,66363	-214,1924317	-22,27	1,41497	-31,5113819	2,67	93,33202	249,1964934	1,49	-130,56582	-194,54307	-191,0503902
19	-3,59	132,56745	-475,9171455	-22,27	-1,79860	40,054822	2,67	16,73692	44,6875764	1,49	-47,51877	-70,802967	-461,9777141
20	-3,59	136,19111	-488,9260849	-22,27	-0,24959	5,5583693	2,67	72,22346	192,8366382	1,49	61,21516	91,2105884	-199,320489
21	-3,59	-159,44540	572,408986	-22,27	-2,11475	47,0954825	2,67	140,97815	376,4116605	1,49	66,70746	99,3941154	1095,310244
22	-3,59	-180,99507	649,3701731	-22,27	-13,66413	304,3001751	2,67	-42,91247	-114,3762949	1,49	128,34459	191,233439	1030,729621
23	-3,59	-229,23191	822,9425569	-22,27	-17,78508	396,0737316	2,67	-2,2648189	-604,7066463	1,49	212,01205	315,897955	930,2075972
24	-3,59	-233,79690	839,330871	-22,27	-18,35905	408,5560435	2,67	-344,46358	-919,7177586	1,49	336,48932	501,69087	829,8382459
25	-3,59	-170,72306	612,8957854	-22,27	-3,79688	84,3338176	2,67	-197,13100	-536,33977	1,49	271,42486	404,423041	575,312874
26	-3,59	-124,55638	447,1574042	-22,27	-4,91753	109,5133931	2,67	-167,75764	-447,9128988	1,49	32,85016	78,7467384	18,75046369
27	-3,59	-101,31787	365,7311533	-22,27	-0,85095	18,9506565	2,67	-129,66696	-346,2107832	1,49	-141,66929	-211,08724	-174,6162134
28	-3,59	-112,38252	402,4532468	-22,27	0,29933	-6,6660791	2,67	-181,54245	-484,7183415	1,49	-236,05002	-351,71453	-439,6457038
29	-3,59	-11,73033	42,1118847	-22,27	18,52303	-412,5078781	2,67	-109,80758	293,1862386	1,49	-203,18356	-302,74335	-966,325732
30	-3,59	94,27070	-338,431813	-22,27	17,37133	-386,8595191	2,67	5,54419	14,8029873	1,49	-127,65841	-190,211103	-900,6993748
31	-3,59	200,73156	-720,6263004	-22,27	-0,53464	11,9064328	2,67	191,44937	511,1698179	1,49	18,57290	27,673621	-169,8764287
32	-3,59	197,92426	-710,5480934	-22,27	-10,36311	230,7864597	2,67	130,49449	829,0202883	1,49	151,61284	78,795223	428,0538776

Источник: собственная разработка по данным таблиц Г.2–Г.4, Г.6.

Таблица Д.3 – Разработка сводной оценки 2-го типа циклической составляющей среднесрочной периодичности объема ВВП Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2016 г., млрд. руб.

Квартал	α_1	$X_1(t)$	$\alpha_1 \cdot X_1(t)$	α_2	$X_2(t)$	$\alpha_2 \cdot X_2(t)$	α_3	$X_3(t)$	$\alpha_3 \cdot X_3(t)$	α_5	$X_5(t)$	$\alpha_5 \cdot X_5(t)$	Сводная оценка, χ_2
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	-3,59	–	–	-22,27	–	–	2,67	–	–	1,49	–	–	–
2	-3,59	–	–	-22,27	–	–	2,67	–	–	1,49	–	–	–
3	-3,59	–	–	-22,27	–	–	2,67	–	–	1,49	–	–	–
4	-3,59	2940,40637	-1,0536,05887	-22,27	414,96431	-9241,255184	2,67	865,161779	23099,8195	1,49	3351,71375	4994,053488	8296,58934
5	-3,59	2996,01577	-1,0755,69661	-22,27	426,90308	-9507,176132	2,67	896,570575	23938,87437	1,49	3418,01951	5092,84907	8768,850698
6	-3,59	3036,31954	-1,0900,38715	-22,27	435,92821	-9708,121237	2,67	924,51355	24679,71779	1,49	3477,0373	5180,785577	9251,44898
7	-3,59	3063,3754	-1,0910,05769	-22,27	442,2225	-9848,295075	2,67	948,518285	25325,43821	1,49	3528,81424	5257,933218	9716,018663
8	-3,59	3065,69847	-1,1113,55751	-22,27	445,97679	-9931,903113	2,67	969,37817	25882,39714	1,49	3573,9825	5324,363393	10161,29091
9	-3,59	3115,80353	-1,1185,73467	-22,27	447,37986	-9963,149482	2,67	987,070226	26354,37503	1,49	3610,33666	5380,146623	10586,0375
10	-3,59	3130,20507	-1,1237,43167	-22,27	446,62051	-9946,238758	2,67	1001,71125	26747,29238	1,49	3641,17678	5425,353402	10983,7082
11	-3,59	3139,41786	-1,1270,51012	-22,27	443,88757	-9885,376184	2,67	10136,58267	27064,67573	1,49	3664,46653	5460,05513	11368,84456
12	-3,59	3143,95702	-1,1286,8057	-22,27	439,3698	-9784,765446	2,67	10229,08406	27311,65444	1,49	3680,75323	5484,32313	11724,40561
13	-3,59	3144,33732	-1,1288,17098	-22,27	433,25607	-9648,612679	2,67	10296,98356	27492,94611	1,49	3690,08441	5498,22571	12054,38822
14	-3,59	3141,07386	-1,1276,45516	-22,27	425,73518	-9481,122459	2,67	10342,0547	27613,28605	1,49	3692,50759	5501,836309	12357,54474
15	-3,59	3134,68023	-1,1253,50203	-22,27	416,99588	-9286,498248	2,67	10366,06214	27677,38591	1,49	3688,07027	5495,224702	12632,61033
16	-3,59	3125,67305	-1,1221,16625	-22,27	407,22701	-9068,945513	2,67	10370,77943	27689,98108	1,49	3676,82000	5478,4618	12878,33112
17	-3,59	3114,56555	-1,1181,29032	-22,27	396,6742	-8832,669943	2,67	10357,97456	27655,79208	1,49	3658,90447	5451,61866	13093,45048
18	-3,59	3101,87378	-1,1135,72687	-22,27	385,15583	-8581,874334	2,67	10329,41548	27579,57033	1,49	3634,07082	5414,765522	13276,70345
19	-3,59	3088,1128	-1,1086,3195	-22,27	373,6311	-8320,704597	2,67	10286,87579	27465,95836	1,49	3602,66777	5367,973487	13426,84775
20	-3,59	3073,79409	-1,1034,92078	-22,27	361,63206	-8053,545976	2,67	10232,12122	27319,76366	1,49	3564,63984	5311,31362	13542,61027
21	-3,59	3059,43606	-1,0983,37542	-22,27	349,54742	-7784,421043	2,67	10166,92421	27145,68764	1,49	3520,03754	5244,85935	13622,74707
22	-3,59	3045,55261	-1,0933,53387	-22,27	337,5661	-7517,570747	2,67	10093,05496	26948,45674	1,49	3468,40741	5168,672041	13665,99786
23	-3,59	3032,65851	-1,0887,24405	-22,27	325,87683	-7257,279704	2,67	10012,27926	26732,78542	1,49	3411,29714	5082,832739	13671,09731
24	-3,59	3021,26795	-1,0842,71005	-22,27	314,66878	-7007,666827	2,67	9926,36952	26503,04322	1,49	3347,25387	4987,408266	13636,79612
25	-3,59	3012,189695	-1,0812,71005	-22,27	304,12918	-6779,770201	2,67	9837,09484	26265,04322	1,49	3276,82533	4882,469742	13561,83271
26	-3,59	3005,05558	-1,0788,16095	-22,27	294,4959	-6557,392469	2,67	9746,24233	26022,41896	1,49	3200,05903	4768,087955	13444,9536
27	-3,59	3001,2694	-1,0774,55715	-22,27	285,81669	-6365,137686	2,67	9655,52819	25780,26027	1,49	3117,09048	4644,336365	13284,89913
28	-3,59	3001,04367	-1,0773,74678	-22,27	278,4199	-6200,41173	2,67	9566,77663	25543,2936	1,49	3027,70321	4511,277783	13080,41343
29	-3,59	3004,89542	-1,0787,57486	-22,27	272,44811	-6067,41941	2,67	9481,73765	25316,29353	1,49	2952,20856	4368,990754	12902,2631
30	-3,59	3013,34037	-1,0813,89193	-22,27	268,08933	-5970,362741	2,67	9402,18144	25103,82444	1,49	2830,56641	4217,543951	12533,11372
31	-3,59	3026,89271	-1,0866,54483	-22,27	265,53434	-5799,449752	2,67	9329,87933	24910,77781	1,49	2722,8241	4057,007909	12187,79114
32	-3,59	3046,06782	-1,0935,38347	-22,27	264,97001	-5900,882123	2,67	9266,59710	24741,81426	1,49	2609,02878	3887,452382	11793,00155

Источник: собственная разработка по данным таблиц Г.9, Г.13–Г.15 и рисунка Д.1.

Таблица Д.4 – Разработка сводной оценки 3-го типа циклической составляющей краткосрочной периодичности объема ВВП Республики Беларусь за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2016 г., млрд. руб.

№кратная	α_1	$\rho_1 v_1(t-1)$	$\alpha_1 \cdot \rho_1 v_1(t-1)$	α_2	$\rho_2 v_2(t-1)$	$\alpha_2 \rho_2 v_2(t-1)$	α_3	$\rho_3 v_3(t-1)$	$\alpha_3 \rho_3 v_3(t-1)$	α_5	$\rho_5 v_5(t-1)$	$\alpha_5 \rho_5 v_5(t-1)$	Сводная оценка, χ_3
A	I	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	-3,59	—	—	-22,27	—	—	2,67	—	—	1,49	—	—	—
2	-3,59	—	—	-22,27	—	—	2,67	—	—	1,49	—	—	—
3	-3,59	—	—	-22,27	—	—	2,67	—	—	1,49	—	—	—
4	-3,59	-3,77147	13,5395773	-22,27	-0,66242	14,7520934	2,67	-3,46775	-9,2588925	1,49	-0,00038	-0,000562	19,032212
5	-3,59	-2,45491	8,8112169	-22,27	-0,39466	8,7890782	2,67	-1,90782	-5,0938794	1,49	-0,00019	-0,0002831	12,5080426
6	-3,59	-1,41294	5,0724546	-22,27	-0,17663	3,9335501	2,67	-0,65034	-1,7364078	1,49	-0,00019	-0,0002831	7,2693138
7	-3,59	-0,62160	2,231544	-22,27	-0,00448	0,0997696	2,67	0,32794	0,875998	1,49	0,00000	0	3,2069134
8	-3,59	-0,05728	0,2056352	-22,27	0,12561	-2,7973347	2,67	1,05140	2,807238	1,49	0,00000	0	0,2155385
9	-3,59	0,30398	-1,0912882	-22,27	0,21750	-4,843725	2,67	1,54331	4,1206377	1,49	0,00000	0	-1,8145755
10	-3,59	0,48643	-1,7462837	-22,27	0,27503	-6,1249181	2,67	1,82916	4,8838572	1,49	0,00019	0,0002831	-2,9870615
11	-3,59	0,51401	-1,8452959	-22,27	0,30204	-6,7264308	2,67	1,93219	5,1589473	1,49	0,00019	0,0002831	-3,4124963
12	-3,59	0,41036	-1,4731924	-22,27	0,30241	-6,7346707	2,67	1,87458	5,0051286	1,49	0,00019	0,0002831	-3,2024514
13	-3,59	0,19942	-0,7159178	-22,27	0,27991	-6,2335957	2,67	1,68291	4,4933697	1,49	0,00019	0,0002831	-2,4558607
14	-3,59	-0,09516	0,3416244	-22,27	0,23840	-5,309168	2,67	1,37713	3,6769371	1,49	0,00019	0,0002831	-1,2903234
15	-3,59	-0,44824	1,6091816	-22,27	0,18178	-4,0482406	2,67	0,98604	2,6327268	1,49	0,00019	0,0002831	0,1939509
16	-3,59	-0,83770	3,007343	-22,27	0,11385	-2,5534395	2,67	0,52958	1,4139786	1,49	0,00019	0,0002831	1,8861652
17	-3,59	-1,23806	4,446354	-22,27	0,03841	-0,8553907	2,67	0,03323	0,0887241	1,49	0,00000	0	3,6779688
18	-3,59	-1,62661	5,8995299	-22,27	-0,04061	0,904162	2,67	-0,47750	-1,274925	1,49	0,00000	0	5,4687609
19	-3,59	-1,97817	7,1016303	-22,27	-0,11940	2,659038	2,67	-0,98271	-2,6238357	1,49	0,00000	0	7,1568326
20	-3,59	-2,27004	8,1494436	-22,27	-0,19417	4,3241659	2,67	-1,45468	-3,8899956	1,49	0,00000	0	8,5896139
21	-3,59	-2,47734	8,8936506	-22,27	-0,26097	5,8118019	2,67	-1,87236	-4,9992012	1,49	0,00000	0	9,7062513
22	-3,59	-2,57675	9,2505325	-22,27	-0,31607	7,0388789	2,67	-2,21249	-5,9073483	1,49	0,00000	0	10,3820631
23	-3,59	-2,54432	9,1341088	-22,27	-0,35555	7,9180985	2,67	-2,44737	-6,5344779	1,49	-0,00019	-0,0002831	10,5174463
24	-3,59	-2,35550	8,456245	-22,27	-0,37562	8,3650574	2,67	-2,55594	-6,8243598	1,49	-0,00019	-0,0002831	9,9966595
25	-3,59	-1,98757	7,1353763	-22,27	-0,37240	8,293348	2,67	-2,51384	-6,7119328	1,49	-0,00019	-0,0002831	8,7164884
26	-3,59	-1,41506	5,0800654	-22,27	-0,34206	7,6176762	2,67	-2,29669	-6,1321623	1,49	-0,00019	-0,0002831	6,5652962
27	-3,59	-0,61524	2,2087116	-22,27	-0,28074	6,2520798	2,67	-1,88123	-5,0228841	1,49	-0,00019	-0,0002831	3,4376242
28	-3,59	0,43582	-1,5645938	-22,27	-0,18463	4,1117101	2,67	-1,24418	-3,3219606	1,49	-0,00019	-0,0002831	-0,7751274
29	-3,59	1,76299	-6,3291341	-22,27	-0,04994	1,1121658	2,67	-0,36007	-0,9613869	1,49	0,00000	0	-6,783572
30	-3,59	3,38930	-12,167587	-22,27	0,12734	-2,8358618	2,67	0,79437	2,1209679	1,49	0,00000	0	-12,8824809
31	-3,59	5,33929	-19,1680511	-22,27	0,35090	-7,814543	2,67	2,24130	5,984271	1,49	0,00000	0	-20,9983231
32	-3,59	7,63630	-27,414317	-22,27	0,62470	-13,912069	2,67	4,00841	10,7024547	1,49	0,00038	0,000562	-30,6233651

Источник: собственная разработка по данным таблиц Г.9; Г.14; Г.15; Г.17, графа 5.

Таблица Д.5 – Моделирование взаимодействия тренд-циклической составляющей ВВП Республики Беларусь и типов его циклических составляющих за 2009–2016 гг. в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

№ пп	Тренд-циклическая составляющая ВВП	Типы циклических составляющих ВВП			Оцененные значения	Остатки
		Первый	Второй	Третий		
1	33897,46	773,3091421	–	–	–	–
2	34147,13	258,6148952	–	–	–	–
3	34646,48	-31,9543811	–	–	–	–
4	35060,98	-357,1052028	8296,558934	19,032212	35531,925781	-470,945313
5	35729,77	-581,308965	8768,850698	12,5080426	35910,730469	-180,960938
6	36510,34	-372,5990154	9251,44898	7,2693138	36600,578125	-90,238281
7	37543,80	31,4650539	9716,018663	3,2069134	37400,406250	143,394531
8	38385,72	406,7548209	10161,29991	0,2155385	38144,683594	241,035156
9	38917,85	231,1833707	10586,0375	-1,8143755	38447,402344	470,449219
10	39168,36	34,7731458	10988,97082	-2,9870615	38701,253906	467,105469
11	39201,54	-163,8067981	11368,84456	-3,4124963	38920,503906	281,035156
12	39401,42	64,2129709	11724,40561	-3,2024514	39423,019531	-21,597656
13	39716,53	-108,1560593	12054,38822	-2,4558607	39596,921875	119,609375
14	39921,41	-365,7088852	12357,54474	-1,2903234	39676,105469	245,304688
15	39787,58	-816,4585334	12632,61033	0,1939509	39580,917969	206,660156
16	39729,67	-468,0506534	12878,33112	1,8861652	40046,375000	-316,703125
17	40007,92	-255,7173377	13093,45048	3,6779688	40380,628906	-372,707031
18	40256,76	-191,0503902	13276,70365	5,4687669	40575,402344	-318,640625
19	40380,23	-461,9777141	13426,84775	7,1368326	40492,226563	-111,996094
20	40422,54	-199,320489	13542,61027	8,5896139	40774,656250	-352,117188
21	40975,93	1095,310244	13622,74707	9,7062513	41792,230469	-816,300781
22	41673,10	1030,729621	13665,99786	10,3820631	41775,320313	-102,218750
23	42283,60	930,2075972	13671,09731	10,5174463	41703,726563	579,875000
24	42216,16	829,8382429	13636,79612	9,9966595	41604,699219	611,460938
25	41495,44	575,312874	13561,83271	8,7164884	41364,371094	131,070313
26	40837,44	187,5046369	13444,9536	6,5652962	40998,660156	-161,218750
27	40563,79	-174,6162134	13284,89913	3,4376242	40625,625000	-61,835938
28	40572,68	-439,6457038	13080,41343	-0,7751274	40298,550781	274,128906
29	40108,86	-966,325732	12830,23631	-6,1783572	39752,261719	356,597656
30	39725,12	-900,6993748	12533,11372	-12,8824809	39619,335938	105,785156
31	39650,82	-169,8764287	12187,79114	-20,9983231	39954,191406	-303,371094
32	39613,67	428,0538776	11793,00155	-30,6233651	40166,320313	-552,648438

Источник: собственная разработка по данным таблиц Д.1–Д.4.

N=29	Regression Summary for Dependent Variable: NewVar1 (Spreadsheet1) R= ,97820541 R²= ,95688583 Adjusted R²= ,95171213 F(3,25)=184,95 p<.00000 Std.Error of estimate: 374,15						
	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(25)	p-value	
	Intercept		28219,86	563,8801	50,04586	0,000000	
	NewVar2	0,240380	0,043909	0,74	0,1352	5,47446	0,000011
	NewVar4	0,887422	0,043062	0,95	0,0460	20,60783	0,000000
	NewVar4	-0,088563	0,042534	-14,92	7,1633	-2,08218	0,047716

Рисунок Д.1–Протокол оценки параметров взаимодействия тренд-циклической составляющей ВВП Республики Беларусь и типов его циклических составляющих (3.5.7) за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Д.5.

Variable	Correlations (Spreadsheet1)			
	NewVar2	NewVar4	NewVar4	NewVar1
NewVar2	1,000000	0,250493	0,198260	0,445115
NewVar4	0,250493	1,000000	-0,033800	0,950629
NewVar4	0,198260	-0,033800	1,000000	-0,070900
NewVar1	0,445115	0,950629	-0,070900	1,000000

Рисунок Д.2 – Корреляционная матрица взаимодействия тренд-циклической составляющей квартальных показателей ВВП Республики Беларусь и типов его циклических составляющих за 2009–2016 гг., в среднегодовых ценах 2009 г., млрд. руб.

Источник: собственная разработка по данным таблицы Д.5.

Научное издание

Зенькова Лариса Петровна
Новиков Михаил Михайлович

**Кратко- и среднесрочные циклы:
теория формирования, методология статистического
моделирования и анализа на стадии образования
и использования доходов, прогнозирование кризисов**

Ответственный за выпуск С. М. Осипович
Формирование макета А. В. Засулевича

Подписано в печать 03.01.2018 г. Формат 60х84/16.
Бумага офсетная. Печать офсетная.
Усл. печ. л. 12,79. Уч.-изд. л. 11,99.
Тираж 100 экз. Заказ 1.

Республиканское унитарное предприятие «Информационно-вычислительный центр
Министерства финансов Республики Беларусь».
Свидетельства о государственной регистрации издателя, изготовителя,
распространителя печатных изданий
№1/161 от 27.01.2014, №2/41 от 29.01.2014.
Ул. Кальварийская, 17, 220004, г. Минск.